ROZPRAWY BIOLOGICZNE

Z ZAKRESU

MEDYCYNY WETERYNARYJNEJ
ROLNICTWA I HODOWLI

ROZPRAWY BIOLOGICZNE

Z ZAKRESU

MEDYCYNY WETERYNARYJNEJ ROLNICTWA I HODOWLI

Redaktor naczelny i odpowiedzialny:
PROF. DR. ZYGMUNT MARKOWSKI

Tom III. zeszytu 4-go.
Część pierwsza
(rok 1925)

WE LWOWIE
NAKŁADEM AKADEMJI MEDYCYNY WETERYNARYJNEJ.
Wydany z zasiłku Ministerstwa Wyzn. Rel. i Ośw. Publ.

Wykład publiczny w czasie inauguracji w Akad. Med. Wet. dnia 29 października 1925.

MIARA I LICZBA W NAUKACH BIOLOGICZNYCH.

(La mesure et le chiffre dans les sciences biologiques).

podał

LUDWIK JAXA BYKOWSKI (Lwów).

Stara, indyjska podobno, legenda opowiada, jakto dokoła olbrzymiego, w chmurach tonącego posągu wiedzy krzątają się uczeni różnych fachów i zauważywszy jeden szczegół, domyślają się innego drobiazgu, albo fantazują znów o tamtej lub owej właściwości, czy wysnuwają niebosiężne teorje o całości i z zarozumiałą pewnością siebie prawią o szczytach, choć te spowite wśród mgieł i chmur niedostępne nietylko oku, lecz i szkiełku mędrców. Wśród tej rzeszy uczonych matematycy są najniżej. Pracując od zarania wiedzy zdołali wymierzyć ledwie jeden palec stopy posągu bóstwa, a to upoważnia ich do cichych i skromnych wniosków o rozmiarach całości, sądów, które choć nieefektowne i nie rozgłośne okazują się trwalsze od najhałaśliwszych i najbardziej skrzących się „zasad" innych fachowców.

Dla swej bezwzględności i suchości matematyka nie cieszy się popularnością nawet wśród uczonych nie mówiąc o szerokich sferach, ale też zmusza do respektu nawet najbardziej nieustalone umysły. Matematyka stanowi ów objektywny probierz ścisłości, groźna w swej bezwzględności, bezlitośnie niszcząca nieraz najpiękniejsze pomysły, a z drugiej strony wspomagająca skromne i szare zbiory szczegółów i drobiazgów i wnosząca ożywcze światło w ciemny i tajemniczy las poznanych faktów. Więc też i inne nauki w miarę dążenia do ścisłości starają się jak najwięcej wprowadzić czynnika matematycznego, ustalając w ten sposób coraz bardziej prawdy główne. Już sam materjał faktów zyskuje na dokładności, więc i ścisłości dzięki wprowadzeniu czynnika ilościowego, który ujawnia się metodycznie w dwojaki sposób, mianowicie jako mierzenie i liczenie.

Jeśli chodzi o mierzenie, to, jak wszędzie, tak i tu obowiązuje zasada, że bezpośrednia miara należeć musi gatunkowo do tego samego rodzaju, co mierzony przedmiot, więc długość mierzy się długością, siłę siłą, czas czasem. Często jednak udaje się jakości złożone sprowadzić do prostszych, a naukowo wszelkie przejawy określić przy pomocy zasadniczych pojęć długości, miary i czasu wyrażonych jednolitym systemem cgs.

Przyrządy jakich się tu używa, są to bądź zwykłe podziałki powszechnie stosowane w badaniach fizyko-chemicznych albo nawet i w życiu codziennem, byle dostatecznie ścisłe i czułe, bądź specjalnie konstruowane dla określonych celów. Przykładem pierwszych może być taśma miernicza, klupa, waga czyto pomostowa, czy analityczna, czy inna, przykładem drugiej kraniometr, jako mała modyfikacja cyrkla łukowatego, pletysmograf lub pneumograf, jako przyrządy specjalne, służące wyłącznie do swoistych celów fizjologicznych. W pewnych wypadkach może nastąpić kombinacja obu typów np. mikroskopowy okular mikrometryczny, pozwalający przy wiadomem powiększeniu określić dokładnie wielkość przedmiotów, które wymykają się dla swych drobnych rozmiarów z bezpośredniej obserwacji.

Czasem jednak dokładny pomiar okazuje się niemożliwym, są dziedziny, w których ścisłe ilościowe określenie jest wykluczone. Weźmy takie właściwości barwne przy rozpatrywaniu np. barwy włosów i sierści, albo barwy jezior i stawów. Wprawdzie fizyka sprowadza te zajawiska do długości fal świetlnych, w biologji jednak miara ta nie da się zastosować praktycznie, bo wchodzi tu w grę także nasycenie, rozmaite kombinacje barw widma między sobą, oraz z białą i czarną, które choć fizycznie zupełnie odrębne, wrażeniowo przedstawiają się równorzędne z barwami prostemi widma. Więc tworzy się bądź specjalne skale praktyczne np. znana z fizjologji i medycyny skala kolorymetryczna Talquista dla krwi, albo Forela i Uhlego dla barwy wód, czy Luschana dla włosów ludzkich, albo rozsortowuje się poszczególne jednostki w kolejne grupy czy klasy, które wprawdzie nie mają bezwzględnej dokładności pomiarowej, ale umożliwiają głębszą analizę, a przy określonych zastrzeżeniach pozwalają na pewne wnioski i uogólnienia liczbowej natury.

Innego rodzaju sposób zdobycia materjału to liczenie. I tu znów podwójna droga. Możemy stwierdzić obecność lub brak jakiejś cechy w badanym przedmiocie, obecność lub brak jakiegoś szczegółu w szeregu zjawisk, obecność lub nieobecność ogreślonych form w danych zbiorowiskach, a następnie obrachować i zestawić bezwzględnie czy procentowo ilość wypadków dodatnich i ujemnych, zatem obecności albo braku tej cechy, zjawiska lub przedmiotu.

Jeśli zaś mamy do czynienia z jakimś przedmiotem złożonym albo zjawiskiem wielokrotnem natenczas możemy zliczyć ilość tych składników, które mogą okazać pod tym względem różnice mniej lub więcej prawidłowe. Metoda ta wydaje się bardzo prostą i rzeczywiście często obywamy się bez jakichkolwiek przyrządów, gdy np. liczymy ilość płatków w kwiecie, promieni w pletwie ryby lub wydajność kłosa zbożowego. Czasem jednak i tu musimy się uciec do przyrządów nieraz bardzo zawiłych, dla przykładu wspominam ilościowe badanie planktonu, przy którem używać się musi specjalnych sieci, korzystać z licznych

przyborów pomocniczych, nie mówiąc o szkłach powiększających, niezbędnych do badania planktonu wogóle.

Oczywiście podział wspomniany nie jest bezwględny, owszem przytoczone wypadki mogą się wzajemnie kombinować i przeplatać. I tak może badacz omawiać istotną wielkość jakiegoś typu, jakiejś cechy zmiennej u badanych przedmiotów, jakiegoś zjawiska zależnego w swem przebiegu od różnych warunków, od otoczenia. Możemy np. badać wzrost danej formy za-

		15·5°C	13°C	16·5°C	10·5°C
MARZ.	11				
	20				
	23				
	25				
	27				
	28				
	31				
KWIEC.	4				
	6				
	10				
MAJ	22				
SIERP.	18				
	28				
PAŹDZ.	31				

Rys. 1.

leżnie od wieku, albo rozwój pewnych gatunków w planktonie danego stawu w zależności od pory roku.

Tu w szerokim stopniu ma zastosowanie eksperyment, który pozwala z reguły znacznie dokładniej i wszechstronniej wniknąć w szczegóły i drogą izolacji zjawisk uchwycić istotę rzeczy. Eksperymenty fizjologiczne, doświadczenia z dziedziny mechaniki rozwojowej dostarczają licznych i wymownych przykładów, o ile traktowane są nie tylko jakościowo, lecz i ilościowo. Zamiast słownej opowieści podaję rysunek (1), ilustrujący wpływ cie-

płoty na szybkość przeobrażenia żaby, z którego widać, jak obniżenie temperatury o 5^0 C przedłuża czas rozwoju przeszło trzykrotnie.

Dziedziny biologji, w których znalazły zastosowanie pomiary i statystyczne zestawienia są nadzwyczaj liczne i obszerne. Najdawniej stosowano je w fizjologji, która pierwsza zbliżyła się do nauk fizyko-chemicznych wprowadzając eksperyment i liczbowe zużytkowanie jego wyników. Z czasem zaczęła się niemi posługiwać i morfologja. Dalekimi wprawdzie jesteśmy w dziedzinie teoretycznej morfologji biologicznej (morfonomji cz. promorfologji) od ścisłości krystalograficznej, bo zawiłość i bogactwo kształtów odbiega od prostych geometrycznych stosunków przyrody martwej, ale i te liczne dziedziny poddały się więzom matematyki. Lecz mimo tej zawiłości i tu nie możemy mówić o bezładzie. Narządy wielokrotne, homologiczne, ułożone są prawidłowo, tworząc szeregi liczbowe, budowa ciała również nie jest nieokreślona np. organizm ludzki, zdaniem Fechnera, wykazuje budowę według proporcji złotej, w której część mniejsza — w tym wypadku górna do pasa — pozostaje w takim stosunku do większej — tu dolnej — jak ta do całości, $a : b = b : (a + b)$. Wzajemne stosunki rodowe, a więc i ugrupowanie systematyczne, opiera się na stalszych podstawach dzięki wprowadzeniu metod ilościowego badania cech. Współczesna antropologja w zupełności przeszła już w tę metodę badań, która i w zoologji i botanice coraz większe znajduje zastosowanie i prawo obywatelstwa. Stanowiąca podstawę systematyki fylogenja zdobywa również silniejsze podstawy, jeśli oprze się na badaniach ścisłych ilościowych. Więc też ogromne zastosowanie znajdują metody statystyczne w eksperymentalnej genetyce, gdzie rzuciły zupełnie nowe światło na stosunki rodowe i pokrewieństwa, sprostowały dawniejsze błędne poglądy, zrodziły nowe teorje.

Kombinacje cech przy znanych doświadczeniach ustalonych już przez G. Mendla, a dziś tak szeroko uprawianych, są tak prawidłowe, że można je ująć w proste formuły liczbowe. Zapoczątkowane przez Galtona, a świetnie rozwinięte przez Johannsena, Towera, Wilsona i i. drobiazgowe pomiary i wyliczenia długich szeregów rodowych czyli populacyj, rzuciły nowe światło na całą kwestję transformizmu, znaczenie doboru, wpływu warunków zewnętrznych, zmienności skokowej czyli mutacyj i t. d.

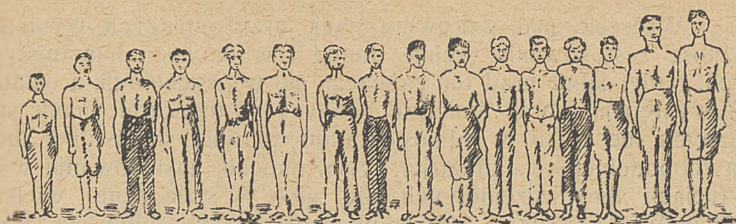
Przedstawione dziedziny nie wyczerpują całości. Ostatnie lata starają się wprowadzić ścisłość opartą na matematycznych opracowaniach do fizjografji i geograficznego rozmieszczenia, w czem nauka polska nieostatnie zajmuje miejsce, że wspomniemy pomysły prof. Jakubskiego z Poznania. Dziś obszary geograficzne nie mogą być dowolnie wedle przygodnych upodobań autora wybranemi przestrzeniami, ich większy lub mniejszy związek okaże liczbowe porównanie zasadniczych form charakterystycznych.

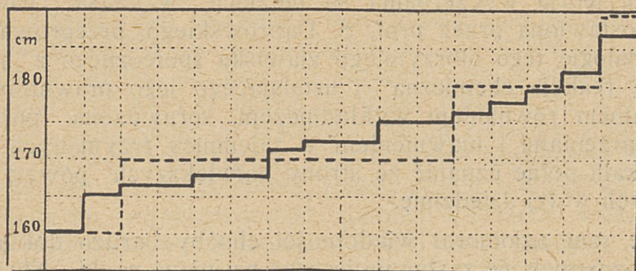
Wreszcie pod wpływem nauk przyrodniczych występuje dążność zastosowania tychże metod i w naukach humanistycznych. Nader silnie prąd ten zaznacza się w psychologji, a ostatnio też występują, coraz śmielsze próby i w dziedzinie nauk społecznych nie tylko w odniesieniu do zdawna stosowanej teorji prawdopodobieństwa długości życia, mającej zastosowanie w instytucjach ubezpieczeniowych, ale także w dziedzinie wielkich przejawów dziejowych. I tu znów nauka polska chlubi się swemi wynikami, teorja wyczerpania sił ludzkich w czasie wielkiej wojny, postawiona przez prof. S. Dąbrowskiego, przeprowadzającego analogję tego olbrzymiego zjawiska społecznego z „jakąś potworną reakcją chemiczną" i ustalającego jego prawidłowość temże samem równaniem wykładniczem, sprawdzona późniejszemi zdarzeniami i ujawnieniem w tajemnicy trzymanych faktów, zyskała pełne uznanie ze strony największych powag zagranicznych w tej dziedzinie.

Ale sam aglomerat wiadomości choćby bardzo dokładnie i ściśle poznanych nie zasługuje jeszcze na miano nauki. „Nie dość nagromadzić fakta i ułożyć w katalogowe systemy, trzeba je pokonać duchem, zawładnąć niemi, a dopiero wtedy nauka na tą nazwę zasłuży, gdy poznane będą prawa rządzące obserwowanemi zjawiskami, gdy zdołamy przyczynę tych praw objaśnić. Celem każdej umiejętności musi być poznanie drogi, którą się rozwój faktów odbywał i środki, przy których pomocy się uskutecznił" (Dybowski). Ujęcie zaś pewnych zjawisk we wzór matematyczny nadaje większą wartość naszej interpretacji, bo wprowadziliśmy wtedy do niej czynnik objektywny, niezależny od indywidualnych właściwości badacza. Wtedy czujemy się duchowymi panami jakiegoś zjawiska, jeśli udało się nam przebieg jego objąć w ścisłą formułkę, która ogarnia wszystkie pojedyncze ogniwa i pozwala na ujęcie harmonijne, a nawet wykrycie szczegółów nowych i nieznanych. Wzory matematyczne wyrażając prawidłowość pewnych procesów są poważnym, choć nie bezwzględnym, probierzem wiedzy, nadają naszym przypuszczeniom i domysłom powagę prawa przyrody.

I podobnie jak w rozważaniach fizykalnych stosujemy wykresy, które ułatwiają nam orjentację i zrozumienie wzajemnych stosunków, tak i tu wykresy znajdują pełne zastosowanie i umiejętnie skonstruowane pozwalają na wykrycie związków i wysnucie wniosków nieraz nader ciekawych i niespodziewanych.

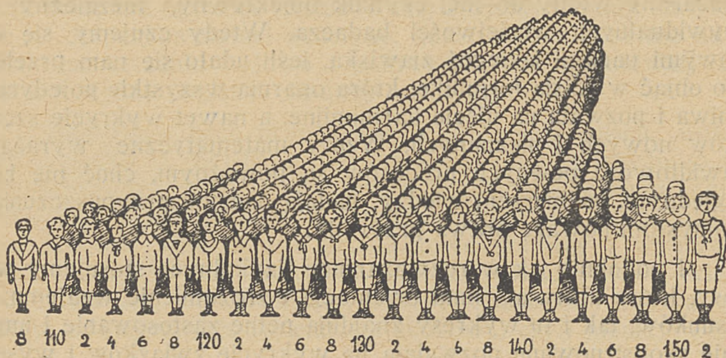
Jak przy badaniach jakościowych, rozpoczyna się od uporządkowania i sklasyfikowania. Tworzy się wtedy szeregi indywidualne jako pierwszy etap uporządkowania, układając jednostki według określonej zasady, a gdy zbierzemy w tym szeregu jednostki jednakie w osobne grupy liczbowe, dostaniemy szereg liczebności, jako punkt wyjścia dalszych rozważań biometrycznych. Oto dokonano pomiaru wzrostu szeregu osobników: upo-





Rys. 2.

rządkowawszy ich wedle wzrostu, jak oddział żołnierzy przed frontem, dostajemy obraz szeregu indywidualnego. (Rys. 2). Gdy jednak umieścimy osobniki równego wzrostu za sobą otrzymamy szereg liczebności, któremu odpowiadają dwa szeregi liczb, jeden



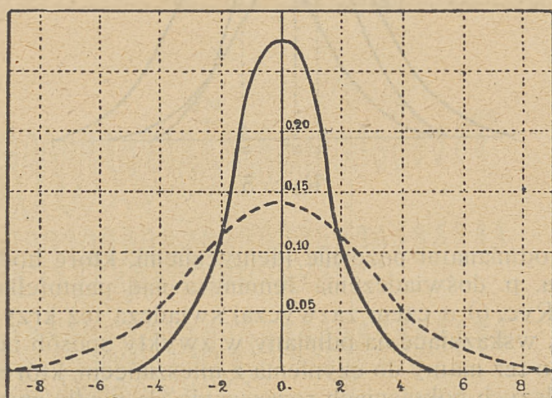
Rys. 3.

naturalny szereg liczb wzrostu, drugi liczebności poszczególnych grup podający zatem ilość osobników danego wzrostu. (Rys. 3). Odpowiadający wykres przedstawia się jako krzywa normalna, która w wypadkach typowych ma przebieg określony równaniem:

$$y = \frac{h}{\sqrt{\pi}} \cdot e^{-h^2x^2}$$

jako t. zw. krzywa Gausa (Rys. 4). Krzywe takie w przyrodzie nie stanowią normy, często występują w innej postaci jako niesymetryczne, skośne, a nawet dwu- lub więcejszczytowe.

Przy ich analizie uwzględnia się kilka wartości zasadniczych. Przedewszystkiem uwzględnia się wartość średnią, która jest średnią arytmetryczną wszystkich wartości i stanowi punkt wyjścia dla porównania wszystkich zboczeń. Druga ważna wartość to wartość szczytowa czyli zagęszczenie



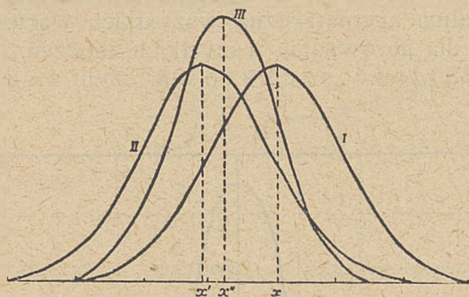
Ryc. 4.

lub moda t. j. klasa do której należy największa ilość osobników. Wreszcie t. zw. zboczenie znamienne czyli średnie, które poucza o rozmieszczeniu poszczególnych odchyleń.

Dla przykładu rozpatrzymy zastosowanie tej metody w odniesieniu do kwestji działania doboru przy powstawaniu form.

Pierwsze próby matematycznego badania dziedziczności zawdzięczamy Franciszkowi Galtonowi. Badał on wielkość nasion grochu wonnego (Lathyrus odoratus) w 2 pokoleniach i przekonał się, że zboczenia od średniej szeregu potomnego są znacznie mniejsze wynoszą m. w. $^1/_3$ zboczeń rodzicielskich, a więc ujawnia się w tem dążność do wyrównania i zbliżenia do normy przeciętnej. Krzywa więc pokolenia II. przedstawia się wyższa o węższej podstawie, gdyż osobniki są bardziej zwarte. (Rys. 4, linja ciągła).

A cóż będzie gdy działa dobór? Czy nastąpi przesunięcie (II), jak chciał Darwin, czy zacieśnienie (III), podobnie jak w badaniach Galtona, czy krzywe nie ulegną zmianie (I), świadcząc o stałości form? (Ryc. 5). Otóż ścisłe badania wykazały, że w warunkach zwyczajnych niema zmiany w rozmieszczeniu osobników, krzywe zostają niezmienione, dziedziczność okazuje się trwałą, zmienność ograniczona do stałych granic. W wypadkach, gdy wyniki są odmienne, ma się do czynienia nie z jedną formą, lecz

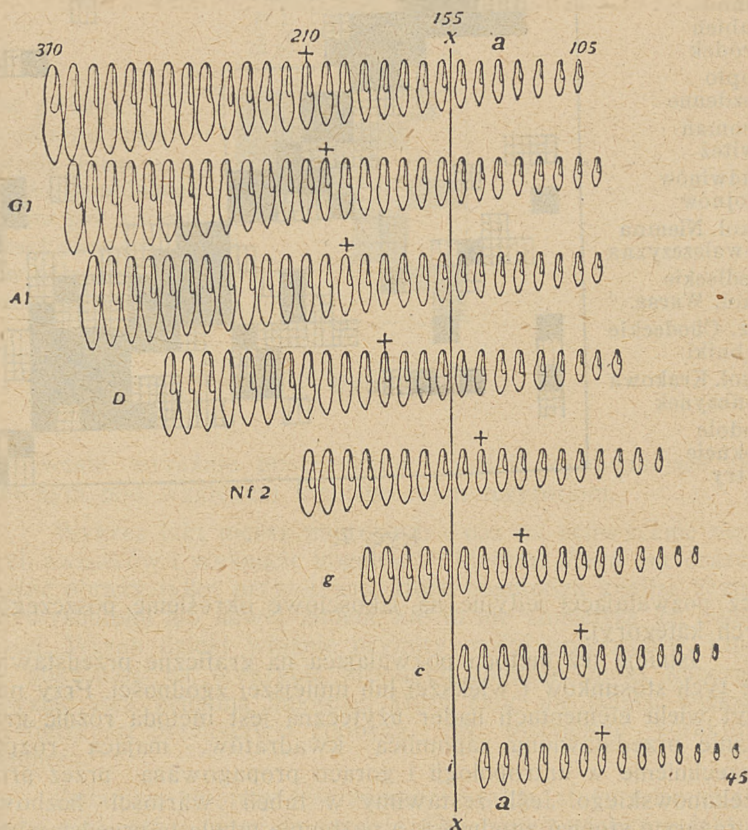


Ryc. 5.

z kilkoma odmianami pozornie identycznemi, które hodowla wyodrębnia (n. p. doświadczenia Jenningsa nad pantofelkiem Paramaecium (Ryc. 6) o czem zazwyczaj świadczą też krzywe wieloszczytowe, wskazujące na odmiany w zwykły sposób nie dostrzegalne,—albo też mamy do czynienia z mieszańcem, którego potomstwo w dalszych pokoleniach rozszczepia się wedle zasad mendelizmu. Jeśli zaś rzeczywiście wystąpi zmiana ugrupowań ujawniająca się w przesunięciu i wyglądzie krzywych, natenczas jest to wynikiem zmiany warunków, lub objawem zmienności mutacyjnej. Sam dobór stworzyć nowych form nie może, jest on regulatorem, lecz nie twórcą.

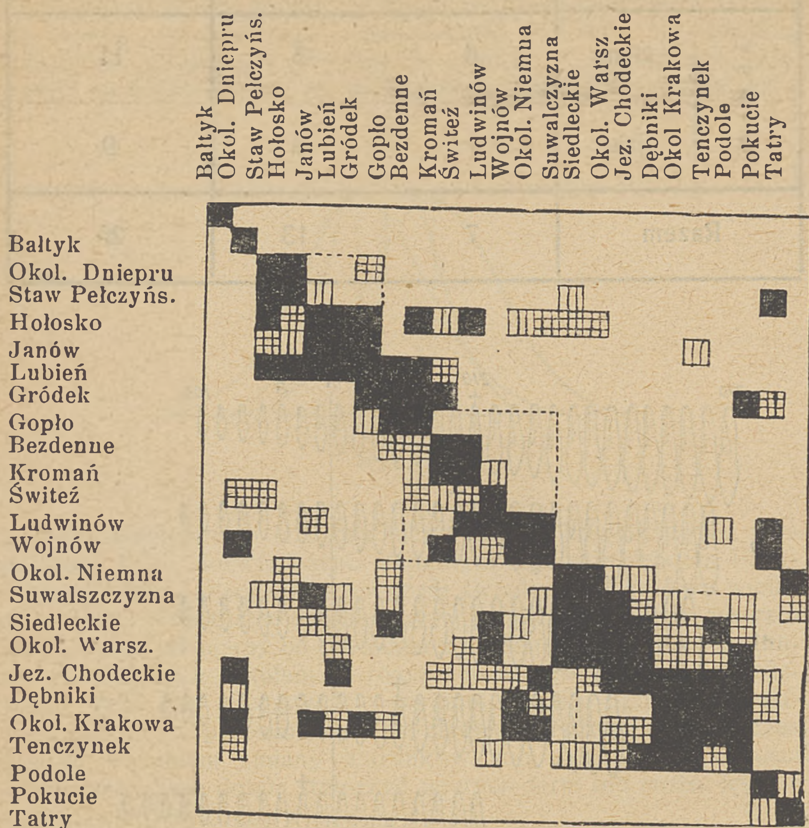
Inna znów dziedzina, to wykrycie wzajemnej wzajemności albo związku jakich zjawisk, właściwości lub ugrupowań. Podaję przykład jeden z prostszych, gdzie mamy do czynienia z 2 cechami rozjemczemi. Zestawiamy barwę oczu i włosów. Uzyskamy następującą tablicę, w której kratka z liczbą 6 i 8 zawerają przypadki zgodne, 5 i 1 przeciwne. Najprostszą formułę wyrażającą miarę uzyskamy, jeśli od ilości wypadków zgodnych odejmiemy ilość przeciwnych i zestawimy ją z ogółem wypadków. Gdyby nie było wypadków niezgodnych, gdyby 5 i 1 były = 0 uzyskany iloraz czyli wskaźnik korrelacji byłby = 1, przeciwnie gdyby istniały tylko przeciwne połączena, gdyby więc 6 i 8 były = 0, wskaźnik wynosiłby — 1, gdyby była zupełna niezależność wynosiłby on 0, a w wypadkach pozostałych ma wartość ułamka właściwego ze znakiem + lub —. W wypadku szczegółowym liczba ta obliczona z całą dokładnością z wzoru ściślejszego wy-

		Oczy		Razem
		ciem.	jas.	
Włosy	ciem.	6	5	11
	jas.	1	8	9
Razem		7	13	20



Ryc 6.

nosi + 0.453, świadcząc o znacznej zgodności. Istnieją zawilsze, lecz i dokładniejsze formuły, podobnież znamy formuły, które pozwalają ująć stosunki przy zmienności ciągłej jak n. p. wzrost i ciężar, albo nawet nie dającej się wyrazić dokładne liczbą,



Ryc. 7.

lecz pozwalającej jedynie na jakościowe określenie poszczególnych kategoryj.

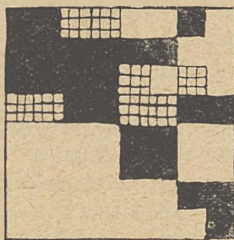
Istnieje też metoda pozwalająca na graficzne przedstawienie tych stosunków i większej lub mniejszej zgodności. Przy niezbyt wielu elementach nader użyteczną jest metoda różnic graficznie przedstawiona zapomocą kwadratów, mająca rozpowszechnienie w antropologji i gorąco propagowaną przez prof. Czekanowskiego. Jeśli zestawimy w tabeli wartości liczbowe wyrażające stopień zgodności, a następnie tabelę tę przedstawimy w postaci szachownicy, w której stopień zacieniowania odpowiada stopniowi zgodności, natenczas jeśli zachodzi prawidłowość,

ciemne kwadraty układają się regularnie w wielkie pola i szeregi, których położenie i kierunek pozwalają odczytać harmonję im przeciwieństwo.

Sposób ten przejąłem z pewnemi modyfikacjami do określenia związków terenów fizjograficznych i dla przykładu podaję dwie tablice. Pierwsza (Ryc. 7) charakteryzująca poszczególne obszary rozmieszczenia planktonicznych wioślarek (Cladocera) na naszych ziemiach, druga odnosząca się do jeziora Chodeckiego (Ryc. 8) jest oparta na monografji T. Wolskiego. Zaznaczają się

Rów południowy
Zarośla grzybieni
Zarośla trzcin
Zarośla zamulnicy
Miejsca pod korzen.
Brzegi piaskowe
Rów północny
Zatoki torfowe

Rów połudn.
Zarośla grzybieni
Zarośla trzcin
Zarośla zamulnicy
Miejsca pod korzen.
Brzegi piaskowe
Rów północny
Zatoki torfowe



Ryc. 8.

tam wcale wyraźnie poszczególne całości odpowiadające pokrewnym pod względem faunistycznym terytorjom.

Wykres taki nieraz naprowadza nas na uchwycenie pewnych związków i wysnucie uogólnień i hipotez. Mogą one czasem dawać obrazy tylko przybliżone, które późniejsza analiza liczbowa wysubtelni lub nawet zmieni, ale to nie zmniejsza ich doniosłości. Wszak dzięki właśnie prymitywności przyrządów, które nie pozwalały na wykrycie drobnych zboczeń, mógł Kopernik powziąć swą genialną hipotezę, która choć nie ścisła, większą dla ludzkości przedstawia zdobycz, niż późniejsze korektury Kepplera.

Zadaniem hipotezy jest tłumaczyć fakta, służy więc na tak długo póki jest z niemi w zgodzie. Gdy nowe zdobycze faktów staną w sprzeczności, musi ustąpić, choćby była głoszona przez największe powagi naukowe, musi być wyręczona przez nową.

Wielkie znaczenie biometryki w ręku doświadczonego eksperymentatora leży w niezawodnej wartości i możliwej dokładności tak jako kontrola wyników jak i podstawa nowych uogólnień.

Résumé.

L'auteur donne les moyens d'effectuer les mesures, définit la nature des appareils nécessaires, ainsi que des échelles empiriques approximatives. Successivement il traite les questions des principes et du domaine du calcul, présente les moyens de classifier les résultats, ainsi que de les représenter par des diagrammes. Enfin il présente la valeur des résultats obtenus par ce système dans des sciences comme la physiologie, la morphologie, la génétique et la physiographie.

Z Zakładu Rolniczego Doświadczalnego Uniw. Jagiellońskiego.

Metodyka doświadczeń rolniczych.

(Méthodologie des Expériences Agricoles).

Napisał

Prof. Edmund ZAŁĘSKI.

(Ciąg dalszy).

Może jeszcze trudniejszem jest uniknięcie różnych źródeł błędu, które wypływają z niejednakowej grubości ziarna siewnego tam, gdzie nasiona *siejemy, nie sadzimy*.

Możemy przyjąć za podstawę doświadczenia porównawczego albo wysiew jednakowej ilości ziarna na pewnej przestrzeni, albo też jednakowej ilości kilogramów nasienia na daną przestrzeń. Przy wysiewie jednakowej ilości ziarn stawiamy w uprzywilejowanych warunkach odmiany o ziarnie grubem, zawierającem więcej pokarmów rezerwowych w bielmie, chociaż wiemy skądinąd, że wielkość ziarna niekoniecznie idzie w parze z wysokimi plonami. Przytem wysiew kilku odmian o różnej wielkości ziarn w sposób taki, żeby z każdej odmiany wysiała się ściśle jednakowa ilość ziarn jest rzeczą niezmiernie trudną i pomimo najstaranniejszego nastawienia siewnika nigdy się idealnego pod tym względem wysiewu nie otrzyma. Chcąc być pewnym, że się wysieje jednakową ilość ziarn trzeba je ręcznie wysadzać, co się też robi w doświadczeniach hodowlanych (pepinierowych): otrzymuje się przytem jednak warunki nieco różne od normalnej uprawy polowej, a przytem wykonanie takiego doświadczenia na większą skalę jest bardzo uciążliwem w zwykłych gospodarstwach, nie mających wprawionego do tej roboty personalu. Wysiewając zaś odmiany w jednakowej ilości wagowej na daną przestrzeń, dajemy wprawdzie mniejwięcej jednakową ilość pokarmów rezerwowych każdej odmianie, lecz natomiast stwarzamy dla każdej z nich inne warunki pod względem tak ważnego momentu, jakim jest gęstość siewu. Wprawdzie odmiany gruboziarniste wskutek większej ilości rezerwowych pokarmów w bielmie, dają zwykle silniejszą siewkę, co do pewnego stopnia lecz napewno o wiele niedostatecznie wyrównywa różnice gęstości.

W jakim stopniu te dwa momenty: z jednej strony gęstość z drugiej zaś siła siewki, wynikająca z grubości nasienia, wpływają na plon, nie da się, przynajmniej w obecnym stanie doświadczalnictwa określić, tembardziej, że wpływ ten jest w wysokim stopniu zależny od warunków wegetacyjnych.

Z doświadczeń wazonowych zdawałoby się, że plony z danej przestrzeni są dosyć niezależne od ilości roślin na nich rosnących jak tego dowodzą doświadczenia Mitsherlicha i moje (por. przykł. 20).

Cały szereg doświadczeń polowych dowodzi również, że powiększenie, względnie zmniejszenie plonu, nie idzie koniecznie równomiernie z gęstością siewu a przytem jest ono w wysokim stopniu zależnem od odmiany. Tak np. w doświadczeniach wykonanych w Kwasowie i Przeworsku 1922 r. otrzymano dla owsa rychlika „Kanar" przy wysiewie:

75	kg	na 1	morg	plon	7400	kg stos.	100
85	„	„	„	„	7050	„ „	95
100	„	„	„	„	7776	„ „	105

Dla owsa „Teodozja" przy wysiewie:

75	kg	na 1	morg	14080	kg stos.	100
85	„	„	„	13780	„ „	98
100	„	„	„	12980	„ „	92

Oba wyniki otrzymane jako średnie z sześciokrotnego powtórzenia.

Z moich własnych doświadczeń polowych nie mogę zacytować żadnych ścisłych danych, jednak mogę stwierdzić, że w ogólnym zarysie otrzymywałem podobne rezultaty.

Wobec tych sprzeczności nie ma dotychczas zupełnie ustalonego poglądu co do unormowania ilości wysiewu odmian o różnej wielkości ziarna. Większość doświadczalników, a mianowicie doświadczalnicy szweccy i niemieccy trzymają się zasady wysiewu jednakowej ilości ziarn na hektar, co otrzymują przez określenie wagi 1000 ziarn, rozumie się z uwzględnieniem siły kiełkowania, i odpowiednie nastawienie siewnika.

Inni (do nich należę ja) uważają, że mniejszy błąd się popełnia, stosując wysiew w doświadczeniach odmianowych taki, jaki się stosuje w praktyce, t. j. nieco mniejszy dla odmian drobno-ziarnistych, nieco większy dla grubo-ziarnistych, lecz bez ścisłego przestrzegania jednakowej ilości ziarn.

Teoretycznie słusznem byłoby tylko jedno rozwiązanie tej kwestji. Wysiewanie takiej ilości, jaka dla danej odmiany w danych warunkach jest najodpowiedniejsza, t. j. pozwala jej najlepiej wyzyskać te warunki dla dania najwyższego plonu *netto*. To jednak, co wiemy już o zachowaniu się odmian

w różnych warunkach każe nam przypuszczać, że i pod względem optymalnej ilości wysiewu każda odmiana może się tak rozmaicie zachowywać przy różnych warunkach wegetacyjnych, poszczególne zaś odmiany tak różnie w tych samych warunkach, że ustalenie takich optymalnych wysiewów, któreby się powinno każdorazowo dla każdej odmiany stosować przy doświadczeniach porównaczych, jest bezwzględną niemożliwością.

A zresztą, gdybyśmy nawet te najwłaściwsze ilości wysiewu dla każdej odmiany znali, to i tak przy wysiewie maszynowym nie moglibyśmy się do nich ściśle zastosować, gdyż żaden z dotychczasowych siewników nie działa pod tym względem dostatecznie precyzyjnie. Najlepsze bowiem, specjalnie dla celów hodowlanych i doświadczalnych budowane siewniki dają przy temsamem nastawieniu i temsamem ziarnie, na *niewielkich przestrzeniach*, odpowiadających kilkunastu obrotom kół, z jakiemi przy doświadczeniach mamy zwykle do czynienia, różnice wysiewu, dochodzące czasem do kilnastu procentów.

Z drugiej strony przytoczone wyżej doświadczenia wazonowe dowodzą, że różnice wysiewu, dochodzące do 100% zmieniają wysokość plonu zaledwie o kilka procentów.

To wszystko sprawia, że przy obecnym stanie znajomości kwestji nie ma dostatecznych danych do wypowiedzenia się stanowczego za jedną z powyżej postawionych alternatyw i że wobec tego najbezpieczniej jest trzymać się, jak to wyżej napisałem, drogi pośredniej, łagodzenia zbyt wielkich różnic wysiewu bez dążenia do ich zupełnego wyrównania, albo też dokonywania doświadczeń z różnemi ilościami wysiewu dla znalezienia dla każdej odmiany odpowiadającego jej optimum.

Przy roślinach, rozmnażanych wegetatywnie, ważną rolę oprócz wielkości sadzeniaków mogą odgrywać zjawiska t. zw. działania następczego, polegające na tem, że sadzonki o identycznej strukturze genetycznej, jako pochodzące z podziału jednej rośliny, np. kłęby ziemniaczane i t. p., mogą dać różne plony będąc wysadzone w identycznych warunkach w zależności od warunków wegetacyjnych, w jakich same wyrosły. Rolnicy praktyczni dawno się tego domyślali, a w ostatnich latach zostało to dla ziemiaków stwierdzone z zupełną pewnością przez różnych autorów, a dla traw (tymotki) przezemnie w nieogłoszonych jeszcze doświadczeniach. O ile więc nam chodzi o zbadanie nie *danego, w danych warunkach wyprodukowanego* materjału sadzonkowego, lecz wartości odmian, jako takich, t.j. ich dziedzicznych, odmianowych cech, to trzeba, żeby materjał sadzonkowy wszystkich porównywanych odmian był wyprodukowany w jednakowych warunkach, a więc w tej samej miejscowości i t. p.

84. Pielęgnowanie pól doświadczalnych. Jakem to już mówił kilka razy, w większości doświadczeń rolnych należy roślinom dać optimum warunków wegetacyjnych, o ile ono nie

stoi w sprzeczności z celem doświadczenia. Wobec tego całe postępowanie z polami doświadczalnemi od chwili ich zasiania powinno mieć na widoku danie roślinom możliwie najlepszych warunków wzrostu.

Powinno się więc pola doświadczalne utrzymywać w czystości przez pielenie chwastów, ziemię utrzymywać w odpowiednim stanie pulchności przez wałowanie, bronowanie lub motyczenie i t. d.

W wyjątkowych wypadkach przy doświadczeniach polowych stosują się jeszcze inne zabiegi, jak zraszanie lub nawadnianie.

Przy stosowaniu wszystkich tych zabiegów powinno się, jako warunek konieczny udania doświadczenia, zachowywać jednoczesność i jednorodność zabiegów na wszystkich członach doświadczenia każdego powtórzenia.

W tym celu należy albo stosować te zabiegi równolegle do kierunku powtórzeń, tj. tak jak uprawę ziemi i rozsiewanie nawozów sztucznych, albo też zorganizować je tak, żeby ten sam robotnik, lub ten sam zespół robotników wykonał zabieg w tym samym dniu na całem jednem powtórzeniu wszystkich kombinacyj, albo przynajmniej na jednej serji doświadczeń od wzorca do wzorca włącznie. Jest to warunek niezmiernie ważny, gdyż przy większości ręcznych robót jak przerywka, motyczenie, obgartywanie i t. d. między sposobem wykonywania tych robót przez różnych robotników istnieją ogromne indywidualne różnice. Z drugiej zaś strony wykonanie niejednej takiej roboty przed deszczem lub po deszczu wpływa decydująco na plon.

Do specjalnych zabiegów, stosowanych bardzo rzadko, należy wyrównywanie ilości osobników na tej samej powierzchni. Widzieliśmy, jak trudnym jest nieraz wysiew, taki, któryby dawał równą ilość osobników na danej przestrzeni. W razie jeżeli jedna z porównywanych odmian, została wysiana na tyle gęściej, że to według naszego zdania może wpłynąć ujemnie na wynik doświadczenia, to możemy po wzejściu roślin przerzedzić je na tych działkach, na których są za gęste, po poprzedniem obliczeniu o jaki procent ich mamy za wiele.

Przerzedzenie to powinno być wykonane równomiernie, co jednakową ilość centymetrów, o ile się nie natrafi na miejsca, w których dzięki przypadkowi, rośliny są dostatecznie rzadkie. Przy doświadczeniach, przeprowadzanych na wielką skalę, wykonanie tej poprawki jest zwykle niemożliwe, gdyż wymaga wiele pracy i ogromnej staranności i inteligencji ze strony wykonawców. Czynność tę trzeba wykonać jak najwcześniej po wzejściu roślin, gdyż wtedy łatwiej jest wyróżnić oddzielne rośliny, ale przedewszystkiem dlatego,. że niektóre odmiany mogą być wrażliwsze od innych na jakieś szkodliwe

czynniki, więc po upływie dłuższego czasu od wysiewu różnica gęstości może być, częściowo przynajmniej, skutkiem właściwości odmiany t. j. jej mniejszej, lub większej odporności.

Dla tej samej przyczyny przy siewach zbóż ozimych należy przerzedzenie wykonać w jesieni, gdyż na wiosnę różnica gęstości może być wynikiem różnej zimotrwałości, która jest cechą odmianową.

Wprost przeciwną czynnością jest dosadzanie brakujących roślin. Przy roślinach, które się uprawia w zwartym stanie, jak rośliny zbożowe, tego rodzaju dosadzenie nie da się zastosować; przynajmniej ja nie widzę możności praktycznego wykonania tej poprawki. Również przy ziemniakach jest to niewykonalnem, a zresztą zwykle niepotrzebnem, gdyż ziemniaki przy doświadczeniach odmianowych sadzi się w tak wielkich odległościach, że brak jednej rośliny bardzo nieznacznie wpływa na wegetację roślin sąsiadujących z pustem miejscem. Natomiast stosunkowo często stosuje się ten zabieg przy doświadczeniach z burakami. Przy odległości sadzenia, zwykle stosowanej, przy której jednej roślinie dajemy najwyżej 900 cm^2 (przy burakach pastewnych do 1200) powierzchni (35×20, 40×18, 50×18 i t. d.), brak jednej rośliny pobudza do energiczniejszego wzrostu rośliny sąsiednie, które wskutek tego tworzą nieco większe korzenie zwykle z niższą cukrowością. Przyrost wagi tych buraków nie jest zwykle jednak na tyle wielkim, żeby wyrównać stratę wynikłą z niepełnej zwartości. Plon więc, obliczony z średniej wagi jednego buraka, okazuje się zwykle za wielki, plon zaś obliczony według rzeczywistego plonu pozostałych roślin, bywa za niski. Błąd ten można do niejakiego stopnia zmniejszyć przez dosadzenie buraków na miejsca brakujące. Ponieważ jednak takie dosadzone buraki, pod względem plonu nie dorównują normalnym, pod względem zaś cukrowości zwykle je przewyższają, trzeba więc je przy zbiorze usunąć i nie uwzględniać ani przy obliczaniu plonu, ani przy oznaczaniu cukrowości. Dlatego dosadza się zwykle buraki innej barwy, łatwe do rozpoznania. O ile mamy przygotowane zawczasu sadzonki tych buraków, a to przez wysianie ich w rozsadniku na kilkanaście dni przed siewem pola doświadczalnego, to są one o tyle silniejsze od buraków sianych, że pomimo uszkodzenia przy przesadzaniu i wynikłego wskutek tego opóźnienia wegetacji nie dają się one zagłuszyć sąsiednim burakom i wypełniają należycie przeznaczone na nie miejsce, nie pozwalając sąsiadom zanadto się rozrastać. Przy dobrem wykonaniu takiego dosadzania i przy pomyślnych warunkach atmosferycznych otrzymujemy w ten sposób bardzo znaczne wyrównanie błędu, wynikającego z braku pewnej liczby roślin. O ile się zaś robota nie uda wskutek suszy lub innych przyczyn, to nie pogarsza to stanu rzeczy i błędu nie powiększa. Wobec tego ja stosuję ten sposób zawsze przy doświadczeniach z burakami, gdzie mi na to warunki miejscowe

pozwalają. Według mego doświadczenia dosadzanie powinno się odbywać zaraz po, o ile możności, najwcześniejszej przerywce.

85. Obserwacje doświadczeń polowych. Ostateczny wynik doświadczenia, wyrażający się w ilościowej i jakościowej ocenie plonu, niezawsze jest wystarczający dla dania odpowiedzi na pytania, których rozwiązania oczekujemy od doświadczenia. Przytem wyniki ostateczne tych doświadczeń mogą być nieraz niejasne jeżeli nie zdajemy sobie dokładnie sprawy z całego przebiegu wegetacji. Dlatego też ścisłe i planowe obserwowanie wszystkich zjawisk, które zachodzą na polach doświadczalnych, jest czynnością nie mniej ważną niż wszystkie inne czynności, o których była i będzie mowa.

Na jakie zjawiska obserwator powinien zwrócić główną uwagę, to zależy od celu doświadczenia. Naogół jednak w każdem doświadczeniu, w jakimkolwiek celu byłoby założone, ważnymi są następujące momenty: dzień wzejścia, gęstość wschodzenia, stopień krzewienia w jesieni (dla zbóż ozimych), stan posiewu na wiosnę po zejściu śniegów, procent przemarzniętych lub wskutek innych przyczyn przepadłych roślin, początek wegetacji, początek i koniec kłoszenia, kwitnienia, dojrzewania i towarzyszące im warunki meteorologiczne, stopień, czas i sposób ewentualnego wylegnięcia, stopień i czas pojawienia się rdzy, lub innych chorób, wysypywanie się lub nie ziarna przed lub podczas zbioru i t. p. Są to wszystko dane, odnoszące się do własności odmian, lub też do wpływu poddanych doświadczeniu metod uprawy czy nawożenia.

Obok tego jednak są zjawiska, będące wynikiem właściwości działek doświadczalnych. Tak więc na jednych działkach może w zimie stać woda lub też mogą leżeć płaty zamarzniętego śniegu, podczas kiedy inne działki są od tego wolne. Na jednych działkach może być zauważona już podczas wegetacji znaczna różnica żyzności czy wilgotności gleby. Niektóre działki mogą być więcej od innych nawiedzone przez szkodniki. Te wszystkie szczegóły powinny być zanotowane, wpływ ich na wegetację oceniony i o ile wykonawca doświadczenia dojdzie do przekonania, że wpływ ten jest wielki w kierunku ujemnym czy dodatnim, czyli, że dana działka bardzo wyróżnia się z pomiędzy homologicznych działek innych powtórzeń, to działka taka może być wyłączona z doświadczenia, jako obarczona „grubym“ błędem.

Jeżeli nie cała działka przedstawia te odrębności, lecz jej niewielka część, to należy to również zaznaczyć z określeniem dokładnem miejsca, (dobrze jest odrazu miejsce to opalikować), ażeby przy zbiorze móc tę część działki wyłączyć.

Przy robieniu i notowaniu spostrzeżeń nad polami doświadczalnemi trzeba zawsze mieć na uwadze, że lepiej jest zrobić mniej rodzajów obserwacji ale za to ściśle i konsekwentnie, niż rozszerzać uwagę na mnóstwo szczegółów, któ-

rych wskutek ich ilości ani dobrze zaobserwować ani przy wyciąganiu wniosków uwzględnić nie można. Dlatego powinno się dokładnie obmyśleć plan obserwacji, pomieszczając w nim tylko żywotne dla wyniku doświadczenia szczegóły.

Wszystkie obserwacje powinny być robione i notowane o ile możności tak, żeby obsewator nie zdawał sobie sprawy, jaką odmianę, czy wogóle kombinację doświadczalną ma w danej chwili przed oczyma, a to dla uniknięcia możliwej autosugestji. Mimowoli bowiem najsumienniejszy obserwator może mieć jakieś z góry powzięte poglądy, które wyrażą się w bardziej lub mniej pobłażliwym sądzie co do jakichś cech obserwowanej działki, jeżeli wie, jaka się na niej kombinacja znajduje.

86. Przygotowanie pól doświadczalnych do zbioru. O ile działki doświadczalne są otoczone pasami lub rzędami ochronnymi, to trzeba pasy te usunąć na kilka lub kilkanaście dni przed zbiorem, żeby zmniejszyć robotę w czasie zbiorów. Usunięcie to działek ochronnych powinno być dokonane w takim czasie, kiedy uwolnienie roślin od sąsiednich już nie może wpłynąć w silniejszym stopniu na ich wegetację, a więc dla roślin kłosowych zaczynając od dojrzałości mlecznej a nawet o ile się zdaje, bez wielkiego niebezpieczeństwa, zaraz po okwitnięciu, dla ziemniaków, kiedy nać zaczyna obsychać, a dla buraków na kilkanaście dni przed kopaniem.

Dalsze przygotowanie pól polega na usunięciu tych czy to pojedynczych roślin, czy całych części działek, które wskutek uszkodzenia, zaobserwowanych silnych odchyleń w warunkach wegetacji czy innych przyczyn powinny być wyłączone z doświadczenia. Do takich należą dosadzane dla zapełniania pustych miejsc buraki, lub jeżeliśmy tego nie zrobili, buraki otaczające puste miejsca.

O ile usuwamy rośliny siane, należy zanotować długość usuniętych rzędów, lub też usuniętą powierzchnię, ażeby je uwzględnić przy obliczeniu wyników. Przy roślinach, sadzonych w równomiernych odstępach, jak okopowe lub też zboża szkółkowane, ilość usuniętych roślin da się obliczyć z ilości roślin zebranych.

87. Zbiór pól doświadczalnych. Przy doświadczeniach genetycznych i wielu doświadczeniach hodowlanych chodzi nam o zbadanie indywidualne każdej rośliny lub pewnej ich ilości. W tych razach sam cel doświadczenia wskazuje sposób, w jaki zbiór powinien być dokonany. Najczęściej w takich wypadkach zbieramy rośliny całe z korzeniami. Żeby zapobiec obłamywaniu się gałęzi lub kłosów, powinno się przed wyrwaniem czy wykopaniem rośliny obwinąć ją i obwiązać papierem lub merlą albo przynajmniej przewiązać na różnych wysokościach szpagatem czy łykiem. Jeżeli nam nie chodzi o to, żeby źdźbła,

czy gałęzie nie były pogięte czy połamane, dobrze jest każdą roślinę odrazu po wyrwaniu włożyć do worka z rzadko tkanej przewiewnej materji. W większości doświadczeń o charakterze czysto rolniczym, chodzi nam zwykle nie o poszczególne osobniki lecz o plon całej działki, z którego mamy wnioskować, jakim by był plon, któryby dała zasiana na tej działce odmiana czy kombinacja nawozowa lub t. p., gdyby nią było obsiane całe pole doświadczalne. W takich razach zbioru dokonujemy tak, jak w praktyce rolniczej, a więc kosą, sierpem i t. p. Maszyn żniwnych, kartoflarek i t. p. opłaca się używać tylko wtedy, jeżeli działki przy dostatecznej szerokości mają znaczną długość, a przytem, szczególnie przy użyciu kartoflarek, o ile działki są od siebie oddzielone tak szerokimi pasami neutralnymi, że wyrzucone przez łapy maszyny kłęby, nie padają na sąsiednie działki.

Samo się przez się rozumie, że ściślejszy wynik doświadczenia otrzymujemy, jeżeli określamy ilość, a o ile się to technicznie da wykonać, to i jakość plonu z całej masy roślin zebranych z każdej działki (z której uprzednio zostały usunięte miejsca nienormalne). Nie zawsze jednak jest to możliwe: ażeby doświadczenie dało dokładny wynik, muszą plony z wszystkich jego członów być bardzo starannie i przytem zupełnie jednakowo traktowane, a więc doprowadzone do jednakowego stopnia suchości, jednakowo dobrze doczyszczone i t. d. Otóż przy wielkich rozmiarach doświadczenia jednakowe dosuszenie i wogóle wysuszenie plonów (o ile nie chodzi o korzenie lub kłęby) przedstawia w klimacie europejskim wielkie trudności, szczególniej w mokre lata. Wysuszenie plonów pod dachem wymaga wielkich i odpowiednio urządzonych budynków, a dosuszanie na polu naraża na zepsucie doświadczenia przez szkodników etc.

Żeby temu zapobiec, uciekamy się czasem do tego, że zamiast całego zbioru używamy do określenia plonu średniej próby każdej działki. Możemy przy tem postępować według różnych metod, z których najracjonalniejszemi wydają mi się dwie następujące:

a) Metoda prof. Pawła Wagnera: po skoszeniu działki (w przepisie Wagnera jednoarowej) bierze się z mniejwięcej sześciu miejsc na każdej działce wprost z pokosów próbki ogólnej wagi 6 do 7 kg, waży się je zaraz i pakuje razem do przewiewnego worka, w którym zostają wysuszone, a następnie wymłócone i zważone. Pozostałą część zbioru waży się, rozumie się, jednocześnie z pobraniem i zważeniem próbki, i następnie ze stosunku wagi próbi do całego zbioru oblicza się plon suchego ziarna, słomy i t. d. z działki, względnie z hektara.

Metoda ta może ulegać rozmaitym modyfikacjom i ulepszeniom, z których najbardziej wskazanem jest nieograniczanie się na wzięciu 6 do 7 próbek, lecz powiększenie ich ilości.

b) Metoda, którą ja od wielu lat *w razie koniecznej potrzeby* stosuję, ale której autorstwa sobie nie przypisuję, gdyż prawdopodobnie niezależnie odemnie stosują ją tu i ówdzie inni doświadczalnicy, polega na tem, że się bierze próbki nie z pokosów lub garści lecz na pniu z kilku miejsc pola *o normalnym pokroju* roślinności i z określonej powierzchni, np. z dwóch metrów kwadratowych; następnie waży się próbki *każdą oddzielnie*, każdą się pakuje do oddzielnego worka i po dosuszeniu osobno ponownie waży, młóci i t. d. Jednocześnie ze zbiorem tych próbek zbiera się i waży cały pozostały plon działki. W ten sposób ma się możność obliczenia błędu średniego dla każdej działki a oprócz tego porównania z sobą plonów całych działek, otrzymanych bezpośrednio z obliczonymi z próbek.

Metodą tą, której jedna z zalet jest i to, że próbki bierzemy z miejsc o najrówniejszej i najnormalniejszej wegetacji, uważam za dokładniejszą od Wagnerowskiej.

Oczywiście, tak jedną jak i drugą z tych skróconych metod należy stosować tylko, gdy przewidujemy, że możemy nie być w stanie zupełnie bez zarzutu zebrać i zbadać plon z całych działek.

88. Branie prób z pola. Widzieliśmy w poprzednim paragrafie, że nawet przy doświadczeniach, wykonywanych na stosunkowo niewielkich działkach, może być dla określenia plonu korzystnem wzięcie średniej próby z działki. Bywają jednak wypadki, w których branie prób jest koniecznością. Ma to miejsce np., gdy chodzi o określenie składu chemicznego albo botaniczego roślin poddanych doświadczeniu: analizie nie może być poddana cała masa zebranych roślin, lecz tylko jej „średnia próba"; jeżeli zaś mamy do czynienia z przedmiotem badania, który po zbiorze nie stanie się względnie łatwym do wyrównania w swym składzie przez wymięszanie jak np z okopowemi, z mieszankami traw i t p., to daleko łatwiej jest dokonać „wymięszania" idealnego, myślowego przez wzięcie próby wprost z pola.

Również przy zagadnieniach, nastręczających nam się nie we właściwem doświadczalnictwie lecz w blisko z niem związanych czynnościach, jak n. p. określaniu spodziewanej ilości i jakości plonów dla celów statystycznych, dla kalkulacji handlowej i t p., branie prób z pola jest czynnością pierwszorzędnej wagi.

Ogólne zasady brania takich prób wyłożyłem w rozdziale I, w szczególności w ustępie o braniu prób terenowych (§ 41), nie będę więc tu ich powtarzał, lecz przejdę wprost do technicznego wykonania próbobrania.

Trzeba sobie przed rozpoczęciem tej czynności postawić pytanie, jaki jest cel wzięcia próby: czy chodzi o określenie rzeczywistej absolutnej ilości lub jakości plonu danej rośliny na danem polu, w danym dniu, czy też o znalezienie danych,

któreby nam pozwoliły porównać plony różnych pól między sobą, lub też o określenie odmianowych cech badanej rośliny w danych określonych warunkach.

Jeżeli chodzi nam o absolutny plon z danego pola, np. o określenie sperandy plonów dla statystyki państwowej, o określenie spodziewanej z przyszłej kampanji fabrycznej ilości cukru lub spirytusu, to przy braniu prób powinno się uwzględnić zarówno jego mniej żyzne jak i żyźniejsze miejsca, te w których rośliny rosną w stanie zwartym, jak i te w których uległy przerzedzeniu i t. p.

Jeżeli zaś ma się na celu porównanie pola czy odmiany z innemi polami lub odmianami, jak to ma przedewszystkiem miejsce we właściwych doświadczeniach porównawczych, tam trzeba, żeby próby były brane z wszystkich porównywanych pól czy działek z miejsc o jednakowej zwartości i jednakowych właściwościach gleby. Do wyrównania tych właściwości gleby na porównywanych działkach dążymy zapomocą właściwego zorjentowania formy działek, ich rozmieszczenia i t. d., o czem była mowa w poprzednich paragrafach. Jeżeli pomimo tych starań okażą się niektóre miejsca o wybitnie różniącym się od całej działki pokroju roślinności, niemające analogicznych nierówności na innych działkach serji, to o ile cała działka ma być zebrana dla celów doświadczalnych, tam, jakeśmy już widzieli, usuwamy te wyróżniające się miejsca przed zbiorem i odejmujemy ich powierzchnię od powierzchni całej działki przy obliczaniu plonu. Jeżeli dla celów doświadczenia nie mamy zebrać całych działek, lecz tylko pobrać z nich średnie próby, to przy tej czynności wyróżniające się miejsca należy opuścić. Również opuszczać należy miejsca, na których rośliny są bardziej przerzedzone niż na całej działce, o ile zwartość nie podlega na wszytkich działkach zmienności losowej. Tylko trzeba pamiętać, że w tym ostatnim wypadku, kiedy bierzemy próby z miejsca o różnej gęstości, dla otrzymania tego samego stopnia ścisłości średnich prób, muszą się one składać z większej ilości osobników, względnię muszą być wzięte z większej ilości miejsc niż w razie zwartości równomiernej.

Jeżeli spostrzeżemy, że wszystkie homologiczne człony doświadczenia t. j. wszystkie powtórzenia tej samej odmiany różnią się stopniem zwartości od innych, to stoimy wobec dwóch możliwości: albo tę różnicę zwartości możemy przypisać przyczynom, leżącym w warunkach, których wpływ badamy, np. nawożenia, sposobu uprawy, wrażliwości danej odmiany na mróz lub choroby; w takim razie określanie plonu z średnich prób, składających się z pojedynczych roślin, daje nam fałszywe wyniki: pojedyncze rośliny pozostałe przy życiu są wtedy zwykle (choć nie zawsze) większe i silniejsze. W takim razie musimy brać próby nie osobnikowe ale z określonych powierzchni.

Przeciwnie, jeżeli różnice zwartości są skutkiem przyczyn ubocznych, jak np. przy doświadczeniach odmianowych hodowlanych skutkiem przypadkowej mniejszej siły kiełkowania niektórych odmian, to, o ile się znajdą na odpowiednich działkach w dostatecznej ilości miejsca normalnie gęste, powinno się brać próby osobnikowe (albo przestrzenne) tylko z tych normalnych miejsc. Jeżeli zaś takich normalnych miejsc wcale nie ma, to powinno się dany człon doświadczenia wyłączyć.

Z uwzględnieniem powyższych uwag, branie prób powinno być wykonywane tak, żeby były wzięte z miejsc równomiernie rozmieszczonych na całem polu, a więc, gdy się zdecydujemy na ilość próbek cząstkowych, z których się ma średnia próba składać, przeprowadzamy myślowo przez pole odpowiednią ilość równoległych prostych linij w równych odległościach w dwóch kierunkach prostopadłych do siebie, lub pod kątem takim, pod jakim biegną główne boki pola i na punktach przecięcia tych prostych bierzemy próbki cząstkowe, t. j. po jednej lub po określonej ilości roślin (osobnikowe), albo z określonej powierzchni (przestrzenne).

W praktyce postępujemy zwykle tak, że dzielimy jeden bok pola na równe odcinki z końcowych punktów tych odcinków wytyczamy równoległe proste linje w poprzek pola i idąc wzdłuż tych prostych bierzemy próbki cząstkowe co pewną określoną ilość metrów.

Stosowany przez niektórych doświadczalników sposób brania prób wzdłuż dwu przekątni pola, jest, oczywiście, zupełnie wadliwy, gdyż przy nim różne częsci pola są bardzo nierównomiernie uwzględnione.

89. Branie prób po zbiorze. Najściślejsze wyniki dają nam średnie próby, brane wprost z pola przed zbiorem, gdyż przy ich braniu możemy uwzględnić wszystkie warunki, o których była mowa w poprzednim paragrafie. Bywają jednak wypadki, kiedy się to nie da zrobić. Tak np. o ile mamy duże, a przedewszystkiem bardzo szerokie działki ze zbożami, to trudno wybierać próby cząstkowe bez zdeptania całego pola. W takim razie musimy pobierać próby po zbiorze. Jak to robimy ze zbożami, zostało opisane przy omawianiu metody „Wagnera“.

Przy okopowych postępujemy w analogiczny sposób; o ile chcemy, żeby taka próba była wzięta równie dokładnie jak z pola, to przy kopaniu nie zsypujemy odrazu całego plonu działki na jedną kupę, lecz zostawiamy w małych kupkach zebranych z jednakowych powierzchni i bierzemy cząstkowe próbki z każdej kupki. Takie próbki brane po wykopaniu rzadko kiedy mogą służyć do określenia ilościowego plonu najczęściej używa się je tylko do określenia jego jakości, a więc cukrowości, zawartości skrobji i t. p. Wiemy jednak, że skład chemiczny kłębów ziemniaczanych i buraków sto

zwykle w pewnej dość silnej korelacji do ich wielkości. Żeby więc powiększyć ścisłość średniej próby należy wybrać do każdej cząstkowej próby t. j. z każdej kupki korzenie czy kłęby różnej wielkości w stosunku mniejwięcej proporcjonalnym do ich ilości w kupce, co najprościej osiągamy przy burakach, układając je w rzędy według wielkości i wybierając co dziesiąty czy co dwudziesty, a przy ziemniakach, albo w ten sam sposób, co jest dosyć żmudnem, albo, sortując kłęby na parę wielkości zapomocą sita.

Jeżeli dla braku czasu nie możemy rozsegregować materjału według wielkości dla wzięcia próbek cząstkowych systematycznych, to bierzemy je czysto losowo, odrzucając tylko *wyjątkowo* wielkie lub drobne, chore i t. p. („błędy grube"). W takim razie jednak dla osiągnięcia tego samego stopnia dokładności co przy braniu prób systematycznych musimy powiększyć liczbę osobników w próbie (por. § 33, przykł. 14 i 15).

Najtrudniej jest wziąć dokładną próbę średnią po zbiorze, jeżeli cały plon jest zsypany w jedną kupę. W takim razie nie pozostaje nam nic innego jak dokonać rzeczywiście (przy ciałach sypkich) dokładnego wymięszania całej masy, przy ciałach zaś niedających się wymięszać, jak okopowe, siano i t p. przez branie jak najliczniejszych drobnych próbek z różnych miejsc kopca, fury, czy kopki. Jeżeli mamy do czynienia z burakami czy ziemniakami, to dobrze jest wyciągnąć losowo kilkakrotnie większą ilość osobników, niż zamierzamy zanalizować, ułożyć je wedle wielkości i dopiero z tej liczby wybrać, jak to poprzednio opisałem, ilość rzeczywiście potrzebną. Rozumie się, jeżeli przy ziemniakach mamy możność rozsortować je na kilka klas wielkościowych zapomocą sortownika, to należy to zrobić i brać z każdej klasy ilość kłębów proporcjonalną do jej wagi.

90. Przechowanie plonu pól doświadczalnych. Nie potrzebuję chyba zwracać uwagi czytelnika na konieczność ściśle jednakowego traktowania wszystkich członów doświadczenia również i po zbiorze. Pomimo jednak, iż konieczność ta jest oczywistą, w praktyce przeciwko temu wymaganiu często się grzeszy, czasem wskutek braku dostatecznej dbałości, często również wskutek nie zdawania sobie sprawy z poważnych błędów, wynikających ze znikomych na pozór przyczyn.

Tak więc np. przy określaniu całkowitego plonu (słoma + ziarno) zboża, nie zwraca się dostatecznej uwagi na to, żeby wszystkie porównywane kombinacje znajdowały się w jednakowym stanie suchości, doprowadzenie do którego jest nieraz bardzo trudnem, szczególniej w latach deszczowych. O ile się ma obawy, że deszcze mogą przeszkadzać szybkiemu dokładnemu wysuszeniu pod otwartem niebem, lepiej jest zebrane snopy przenieść odrazu pod dach do przewiewnej szopy i tam je zostawić tak długo, aż się ma pewność, że zarówno wcze-

śniej, jak i później zebrane zboża są jednakowo suche. Ażeby to jak najprędzej nastąpiło i jak najdokładniej, snopki powinny być małe i luźno wiązane.

Jeżeli się to przeprowadzić nie da, lub też o ile są wątpliwości co do dobrego skutku takiego postępowania, to trzeba określić % wilgoci w słomie i ziarnie i uwzględnić przy obliczaniu plonu (por. § 87 a i b).

Naogół jednak trzeba się starać wymłócić zboże z pól doświadczalnych o ile możności najprędzej dla uniknięcia szkód robionych przez myszy i t. p. O ile doświadczenia są wykonywane na niewielką skalę (np. doświadczenia odmianowe I-ego stopnia w hodowli zbóż) to można rośliny zabezpieczyć przez powieszenie w workach na drutach, lub przez zamknięcie w szczelnych, ewentualnie obitych blachą dziurkowaną dla zabezpieczenia przewiewiu, skrzyniach.

Przy doświadczeniach z okopowemi, szczególniej z burakami, bardzo poważnem źródłem błędu bywają zmiany, które zachodzą w materjale doświadczalnym podczas przechowywania. O ile więc to jest możliwe, powinny wielkość plonu przedewszystkiem jednak jego skład chemiczny (cukrowość buraków, skrobjowość ziemniaków) być określone bezpośrednio po wykopaniu. Leżenie wykopanych buraków lub ziemniaków na polu bez należytego przykrycia choćby przez jeden dzień podczas suchej jesiennej pogody może spowodować znaczny ubytek wody, a wskutek tego powiększenie procentowej cukrowości a zmiejszenie plonu. Nawet jeżeli pozostawiamy bez przykrycia wszystkie porównywane odmiany to i wtedy nie mamy bynajmniej pewności, że wyschnięcie będzie równomierne, zależy ono bowiem od wielu okoliczności przypadkowych a także od własności samej odmiany. Tak więc odmiany o grubym naskórku wysychają wolniej od innych. Buraki wielkie, których stosunek powierzchni do ogólnej wagi jest mniejszy, tracą również procentowo mniej wody niż małe buraki. Na nierównomierność wysychania wpływa również lepsze lub gorsze oczyszczenie z ziemi, większe lub mniejsze okaleczenie naskórka przy czyszczeniu, większa lub mniejsza powierzchnia główki (co znowu jest zależne od kształtu buraka). Nawet kształt kup, w które buraki są usypane i ich wielkość nie są bez wpływu na wysychanie.

Jeżeli więc nie możemy zaraz po wykopaniu zważyć i zanalizować buraków, a możność tego mamy chyba w rzadkich tylko wypadkach, gdyż w epoce kopania buraków doświadczalnik ma dla siebie i robotników zbyt wiele pracy, aby móc natychmiast przystąpić do polaryzacji, to trzeba zaraz po wykopaniu buraki z każdej działki bardzo starannie zakopcować, najlepiej w głębokiej bruzdzie lub rowku, przysypując je wilgotną ziemią na głębokość dostateczną dla zapobieżenia przewiewowi. Kopcowanie prób przeznaczonych do analizy

w głębokich kopcach w kilku warstwach, jedna próba nad drugą, jest niedopuszczalne, gdyż z powodu różnic temperatury na różnych poziomach oddychanie, pociągające za sobą straty cukru, odbywa się nierównomiernie. Dla tej samej przyczyny kopczyki z oddzielnymi członami powinny być jak najniższe, żeby zapobiec różnicom temperatury w różnych warstwach.

Przechowywanie prób do analizy w piwnicach bez przykrycia, nie zapobiega w najmniejszym stopniu nierównomiernemu wysychaniu.

Bardzo wielkie błędy wynikają wskutek przesyłania prób buraków do analizy na dalszą odległość. Jeżeli stacja doświadczalna nie ma na miejscu laboratorjum do analizy buraków, to przesyłkę powinno się wykonać z zachowaniem największej ostrożności. Buraki winny być zaraz po wykopaniu zapakowane w wilgotny mech lub w braku jego wilgotne trociny i w szczelnych paczkach przesłane najkrótszą drogą do laboratorjum, gdzie się powinno niezwłocznie przystąpić do ich analizy.

Niezachowanie tych ostrożności może pociągnąć za sobą zupełne zmarnowanie wyników doświadczenia jak tego przykłady widzimy dosyć często. Tak np. przed niedawnym czasem były opublikowane wyniki doświadczenia, wykazujące w burakach przeszło 35% suchej masy, zaś między pojedynczemi odmianami, o których skądinąd wiadomo napewno, że są prawie identyczne w swym składzie, różnice dochodzące do 6% suchej masy (!) co niewątpliwie wynikło z nierównomiernego wyschnięcia odmian po wykopaniu.

Wszystko to, com powiedział o burakach, stosuje się również, choć w mniej ostrej formie do ziemniaków i innych roślin.

91. Badanie laboratoryjne plonów. Nie może być oczywiście celem tego ustępu wyłożenie metod fizycznych, chemicznych i biometrycznych badania plonów: stanowią one bowiem przedmiot bardzo obszernej literatury i wyłożenie ich w najbardziej skróconej formie zajęłoby setki stron. Chcę więc tylko zwrócić uwagę na kilka ogólnych zasad, stosujących się do czynności niezależnie od metod ich wykonania.

Przedewszystkiem należy metodę badania przystosować ściśle do celu, w którym je wykonujemy, a więc, między innemi, i do ścisłości, której wymagamy i którą ze względu na samą technikę rolniczego wykonania doświadczenia mamy prawdopodobieństwo osiągnąć.

Tak więc byłoby bezcelowem posuwanie ścisłości w oznaczeniu cukrowości buraków do 0,01% cukru, jeżeli wskutek nierówności pola, niezbyt wielkiej ilości buraków wziętych do analizy i t. p. błąd średni doświadczenia wynosi kilka dziesiątych procentu.

Jeżeli mamy metodę badania, obciążoną jakimś błędem systematycznym, np. oznaczenie cukrowości zapomocą digestji wodnej, (por. § 17 i przykł. 10, str. 45, 46) i mamy racje przypuszczać, że błąd ten jest mniejwięcej jednakowy dla wszystkich członów doświadczenia, to przy doświadczeniu porównawczem błąd ten nie powinien nas wstrzymać od zastosowania tej metody, gdyż będą nim obciążone w jednakim stopniu wszystkie człony. Jeżeli nam jednak chodzi o absolutną cukrowość, np. dla obliczenia preliminarza budżetu kampanji cukrowniczej, tam błąd ten, o ile jest znaczny, musi być usunięty albo rachunkowo przez określenie go drogą porównania metody z metodą ścisłą, albo przez dokonanie analiz ściślejszą metodą. Nawiasem mówiąc, przy normalnych burakach błąd metody wodnej digestji jest tak niewielki w porównaniu z innemi źródłami błędów, że częstokroć go się nie uwzględnia.

Natomiast, żeby pozostać przy naszym przykładzie buraków, mamy przy analizie buraków inne źródła błędów, daleko większe: są niemi nierównomierne rozmieszczenie cukru w różnych częściach korzenia i różna wielkość buraków.

Na to żeby określona przez nas *absolutna* cukrowość była zgodna z rzeczywistą, t. j. była obciążona jedynie normalnymi błędami doświadczalnymi, trzeba żeby do jej określenia były użyte z wszystkich osobników buraków ilości miąższu proporcjonalne do ich ciężaru, a z każdego osobnika — proporcjonalne do ciężaru jego różniących się cukrowością odcinków (por. § 42 przykł. 17 i 18 str. 87 i nast.). Osiągnąć to możemy albo przez starcie na miazgę całych buraków albo nieco mniej dokładnie przez użycie do tego t. zw. tarki konicznej albo segmentowej która zamienia na miazgę klinowy wycinek buraka od góry do dołu. Najlepiej objaśnimy to na przykładach liczbowych.

Przykład 19-ty. Wobec tego, że musimy się liczyć z możliwością spotkania się z wskaźnikiem zmienności cukrowości około $\pm$ 2,0%, ażeby mieć względną pewność, że oznaczona w próbie zawartość procentowa cukru nie różni się od rzeczywistej więcej niż o $\pm$ 0,3 (t. j. nie jest od niej większa o 0,3% ani o tyleż mniejsza), musimy wziąć do analizy miazgę z około 400 buraków przy której teoretycznie otrzymamy średni błąd $\pm$ 0,1%. Przy starciu na miazgę całych korzeni da nam to 200 do 300 kg miazgi, a przy użyciu tarki konicznej 30 do 50 kg. Ze względu na bardzo wielką trudność dokładnego wymięszania a więc i dokładnego wzięcia próby miazgi z takiej ilości trzeba być z góry przygotowanym na to, że błąd tej średniej próby miazgi będzie obciążony w stosunku do średniej próby buraków, z której została otrzymana, bardzo znacznym błędem średnim, tym większym, z im większej ilości miazgi próbę tę bierzemy. Przy tak wielkich ilościach miazgi, przy najstaranniejszem wymięszaniu i wzięciu próby błąd średni próby może

wynieść $\pm$ 0,3 do 0,5%; żeby więc błąd ten zmniejszyć do wielkości znikomej musimy spolaryzować bardzo wielką ilość próbek.

Żeby uniknąć tego jak również uciążliwego manipulowania z tak wielką ilością buraków i miazgi najczęściej zadawalają się wzięciem do próby daleko mniejszej liczby buraków, np. 25. Wtedy błąd *średniej próby miazgi* może być przy bardzo porządnej robocie zmniejszony do $\pm$ 0,1%, ale za to *błąd średniej próby buraków* będzie wynosił $\pm \frac{2,0}{\sqrt{25}} = \pm$ 0,4, czyli ostateczny wynik analizy będzie obciążony znacznie większym błędem średnim niż przy 400 burakach. Korzystniej jest więc przerobić więcej osobników pomimo połączonych z tem trudności i błędów. Żeby ilość miazgi zmniejszyć bez zmniejszenia ilości buraków, stosuje się dwa sposoby: albo się otrzymuje miazgę zapomocą piłki płaskiej cyrkularnej, albo zapomocą świdra czy sondy. Pierwsza zamienia na miazgę płaski wycinek buraka, grubości samej piłki, w którym oczywiście, miąższ wszystkich prostopadłych do osi płaszczyzn buraka jest reprezentowany w ilościach proporcjonalnych do średnicy buraka w danym poziomie, podczas kiedy w samym buraku ilości miąższu są proporcjonalne na każdym poziomie mniejwięcej do kwadratu połowy średnicy. Uwzględniamy więc przy tym sposobie brania próby miazgi w wyższym stopniu cieńsze, mniej cukrowe części buraka, zatem absolutna cukrowość, otrzymana tą drogą będzie za niska. Natomiast przy otrzymywaniu miazgi zapomocą świdra lub sondy, wyniki analizy są za wysokie, gdyż bierze się miazgę z trzona buraka. Przytem ilość tych zapomocą cylindrycznej sondy wyjmowanych próbek cząstkowych miazgi rośnie wraz z objętością buraka w stosunku proporcjonalnym, można przyjąć, do średnicy, podczas gdy ilość miąższu w całym buraku rośnie w stosunku dosyć złożonym, zależnym od kształtu buraka ale zbliżonym raczej do trzeciej potęgi połowy średnicy.

Przy otrzymywaniu więc miazgi zapomocą piłki cyrkularnej a w znacznie większej mierze jeszcze zapomocą sondy, uwzględniamy bardziej małe buraki niż wielkie, że zaś między wielkością buraków a ich cukrowością istnieje często (choć nie zawsze) korrelacja ujemna (por. § 27 i nast.), dochodząca czasem do — 0,4, więc może to mieć wpływ na wynik analizy.

Ponieważ jednak wiemy, że w granicach uprawianych obecnie odmian buraków spółczynnik korrelacji między cukrowością a ciężarem jest przy danych warunkach wegetacyjnych mniejwięcej jednakowy i że spółczynniki zmienności ciężaru pojedynczych buraków uprawianych obecnie odmian są przy jednakowych warunkch do siebie bardzo zbliżone, więc przy

doświadczeniach *porównawczych* wynikający z posobu brania miazgi błąd jest znikomy i możemy spokojnie zamieniać na miazgę wycinki cylindryczne, byle brane z jednakowych odcinków buraków.

O ile jednak chodzi nam o określenie absolutnej cukrowości, to, o ile byśmy chcieli czy musieli dla braku innych środków technicznych określać cukier w cylindrycznych wycinkach, to musimy być przygotowani na popełnienie pewnego systematycznego błędu. Jeżeli ten błąd oznaczymy zapomocą specjalnych doświadczeń, to możemy go rachunkowo wyeliminować.

Jeżeli zamiast buraków cukrowych, których wszystkie uprawiane obecnie odmiany są botanicznie niezmiernie między sobą zbliżone, mamy w doświadczeniu porównawczem silnie się między sobą pod względem morfologicznym różniące odmiany buraków pastewnych, to powyżej przytoczone dowody znikomości błędu, wynikającego ze sposobu otrzymywania miazgi, tracą na doniosłosci i to tem bardziej, im porównywane odmiany bardziej się między sobą różnią.

Zdaje mi się, że ten trochę przydługi przykład wyjaśnił dokładnie, jakiego rodzaju zagadnienia mogą występować przy wyborze metody badania laboratoryjnego i jakiem rozumowaniem możemy dojść do ich rozwiązania.

91. c. d. Przy badaniu materjału roślinnego, dostarczonego nam przez doświadczenie, niektórzy doświadczalnicy mają zwyczaj łączyć plony z homologicznych działek i badać je razem. Jest to usprawiedliwione względami na ekonomję pracy i kosztów tylko wtedy, gdy samo zbadanie laboratoryjne jest bardzo uciążliwe lub kosztowne, różnic zaś pomiędzy porównywanemi kombinacjami możemy się spodziewać tak wielkich, iż błąd popełniony przez takie postępowanie nie zdoła ich zasłonić. Gdyż postępując w ten sposób, a więc z jednej strony, zmniejszając liczbę analiz, z drugiej zaś biorąc do analizy próbki z większej masy, a więc powiększając błąd średni średniej próby, zmniejszamy o wiele ścisłość wyników i, co ważniejsza może, nie dajemy możności obliczenia błędu średniego z wahań pomiędzy oddzielnemi homologicznemi działkami. To też do takiego traktowania materjału doświadczalnego powinniśmy się uciekać jedynie w ostateczności, t. j. kiedy nie mamy możności zbadania plonu wszystkich powtórzeń a przynajmniej ich części oddzielnie.

Większa część stosowanych w doświadczalnictwie rolniczem metod badania, jak określenie wagi 1000 ziarn, wagi hektolitra, procentu skrobji lub cukru i t. p. są tak łatwe do technicznego wykonania i tak niekosztowne, że stanowią one zaledwo małą część nakładu pracy, włożonego w doświadczenie; jest więc rzeczą w najwyższym stopniu nieekonomiczną narażanie się przez oszczędzanie sobie pracy przy badaniu produktów doświadczenia na zepsucie wyników całorocznej pracy.

O ile, jak to powinno mieć zawsze miejsce, poddajemy badaniu plon każdej działki osobno, to niepotrzebuję tego chyba dowodzić iż badanie każdej działki powinno być wykonanem więcej niż jednokrotnie na oddzielnie i niezależnie od siebie wziętych próbkach Tak np. ja przy określeniu cukru w doświadczeniach odmianowych z burakami cukrowymi oznaczam cukier w czterech lub pięciu próbkach miazgi z każdej działki. Jeżeli można wymięszać substancję tak, żeby stanowiła prawie zupełnie jednorodną masę, tam możemy się ograniczyć mniejszą liczbą prób. Tak np. próby kiełkowania wykonuje się w trzech, a czasem nawet w dwóch próbach, oznaczenia fosforu, azotu, p tasu i t. d. w nawozach sztucznych, popiołów i białka w produktach rolnych sypkich lub płynnych dwa razy, a dopiero, jeżeli otrzyma się wyniki niezgodne (por. Rozdz. VII), to powtarza się jeszcze raz rozbiór.

92. Doświadczenia osobnikowe wegetacyjne i zootechniczne. Na zakończenie tego rozdziału wspomnę o szczególnym typie doświadczeń wegetacyjnych polowych, który je zbliża poniekąd do doświadczeń zootechnicznych, których przedmiotem są zwierzęta.

Cechą ich charakterystyczną, wyróżniająca je od zwykłych doświadczeń polowych i większości wazonowych, jest to, że w nich członami cząstkowymi doświadczenia są nie zbiorowiska roślin, traktowane jako zbiorowość, lecz pojedyncze osobniki roślin lub zwierząt.

Doświadczeniom wegetacyjnym nadajemy tę formę, kiedy rośliny będące przedmiotem badania są tak wielkie a sposób ich uprawy praktycznej tego rodzaju, że każda roślina może być poddana odrębnym zabiegom i oddzielnie badana. Dla doświadczeń zaś nad zwierzętami można powiedzieć, że forma ta jest regułą, a odstępstwa od niej, kiedy całe grupy zwierząt badamy jako zbiorowość — wyjątkami, jakiemi są doświadczenia w dziedzinie pszczelarstwa, większość doświadczeń z dziedziny rybactwa, rzadziej doświadczenia, którym poddajemy całe stadka owiec i badamy ogólny przyrost wagi mięsa lub wełny.

Takie doświadczenia zootechniczne, w których za jednostkę, za człon, czy człon cząstkowy uważamy ul, stawek i t. p. są pod względem metodyki myślenia zbliżone do doświadczeń polowych, z tą tylko różnicą, że rozmieszczenie członów albo nie odgrywa ważniejszej roli, jak przy doświadczeniach pszczelarskich, albo, jak przy doświadczeniach rybackich trudne jest do uwzględnienia z powodów technicznych.

Doświadczenia wegetacyjne osobnikowe wykonujemy przedewszystkiem często z drzewami owocowemi, które stanowią tak ważkie przedmioty badania, że opłacają specjalnie każdemu drzewu poświęcane zabiegi i na tyle daleko rosną jedno od drugiego, że można niemal pod wszelkimi względami traktować

je indywidualnie, a więc pod każde z nich stosować inne nawożenie, każdemu dawać inną mechaniczną obróbkę ziemi itd. Często stosuje się tę osobnikową metodę i do mniejszych roślin. Tak np. ja stosowałem ją wielokrotnie z doskonałym skutkiem dla wypróbowania wpływu różnych nawozów i różnych sposobów obróbki, sadzenia, przycinania i t. d. na plon nasion z nasienników burakowych.

Doświadczenia te różnią się od zwykłych polowych właściwie tylko tem, że działkom, stanowiącym człony cząstkowe doświadczenia, nadajemy rozmiary najmniejsze, jakie mieć mogą, t. j. przestrzeni zajętej przez pojedynczą roślinę. Pozatem wszystko to co się stosuje do rozmieszczenia działek, do zastosowania metody wzorcowej prostej lub wzorca zbiorowego, stosuje się i do tych doświadczeń. Korzyść osiągana z zastosowania tej metody w porównaniu ze zwykłą polega na tem, że przy niej, gdzie jej zastosowanie jest możliwe, możemy niezmiernie powiększyć liczbę „powtórzeń" i przez to, po pierwsze, w bardzo wysokim stopniu znieść wpływ szkodliwy wszelkiego rodzaju nierówności pola, po drugie zaś dzięki bardzo wielkiej liczbie powtórzeń otrzymujemy obfity materjał liczbowy, pozwalający na zastosowanie przy opracowywaniu wyników doświadczenia subtelnych metod biometrycznych.

To samo stosuje się i do osobnikowych doświadczeń nad zwierzętami, z tą różnicą że przy nich kwestja rozmieszczenia nie odgrywa takiej roli, a w związku z tem i użycie „wzorca roboczego" jest zbytecznem.

Samo się przez się rozumie, że przy doświadczeniach osobnikowych błąd średni pojedynczego powtórzenia równa się wskaźnikowi zmienności, gdyż w każdem powtórzeniu mamy tylko jednego osobnika.

Pozatem nie da się o takich doświadczeniach nic takiego powiedzieć, co nie było powiedziane w bieżącym i w V-tym rozdziele, chyba tylko, że w doświadczeniach z zwierzętami najczęstszem źródłem błędu systematycznego, odpowiadającego zmienności pola o określonym kierunku, jest czas.

ROZDZIAŁ VII.

Obliczanie wyników doświadczenia i wnioskowanie.

94. Uwagi ogólne. Większa część kwestyj, dotyczących obliczania wyników doświadczenia została już omówiona w poprzednich rozdziałach. Wystarczy więc jeżeli tu streszczę je tylko w krótkości, zanim przejdę do przedstawienia kilku specjalnych zagadnień, które wcale jeszcze nie były poruszone lub tylko wzmiankowane.

a) Zależnie od celu doświadczenia obliczamy albo absolutne jego wyniki, a więc absolutny plon, absolutną mleczność, absolutną cukrowość i t. p., albo też wyniki względne, t. j. w porównaniu z jakimś plonem, mlecznością czy cukrowością, którą przyjmujemy niejako za miarę i którą w doświadczalnictwie nazywamy wzorcem.

Za wzorzec możemy przyjąć albo jeden z członów doświadczenia — „wzorzec pojedynczy", albo średnią arytmetyczną z kilku członów doświadczenia, względnie wszystkich jego członów przyjętych za „wzorzec zbiorowy".

b) Wyniki względne, t. j. w porównaniu z wzorcem, możemy obliczyć albo jako różnicę albo jako stosunek geometryczny (iloraz albo stosunek procentowy).

Jako *stosunek „geometryczny"* obliczamy wyniki doświadczeń tylko wtedy, gdy chodzi nam o cechy badanych roślin lub zwierząt, dla ktorych zmienności używalibyśmy jako miary *współczynnika zmienności* i (§ 26, str. 55 i nast.) a więc cech ilościowych, wyrażonych w absolutnych wielkościach, np. ilość kilogramów plonów, wysokość w centymetrach, liczbę litrów mleka i t.p., choć i co do tego bywają częste wyjątki.

Natomiast jako *stosunek „arytmetyczny"*, t. j. jako różnicę, wyrażamy te względne cechy, których zmienność mierzymy *wskaźnikiem zmienności* np. procentową zawartość skrobji lub tłuszczu, zbitość kłosa i t.p. cechy, które same przez się przedstawiają stosunek geometryczny dwóch innych cech.

c) Niemniej ważnem niż obliczenie ilości lub jakości plonu, względnej czy absolutnej, jest obliczenie ich błędu średniego, bez czego nie mamy żadnej podstawy do ocenienia wiarogodności wyników doświadczenia. Ażeby móc to zrobić, musimy każde doświadczenie wykonać w o ile możności największej liczbie powtórzeń; ostateczny wynik doświadczenia przedstawia nam się więc zwykle jak średnia arytmetyczna lub stosunek średnich arytmetycznych szeregu liczb.

W większości wypadków szeregi te nie są zbyt liczne: kilka lub kilkanaście liczb w każdym; wtedy ich średnie arytmetyczne jako też ich błędy średnie oblicza się zwykłym sposobem. Przy niektórych jednak rodzajach doświadczeń, m. i. przy doświadczeniach zbiorowych i wieloletnich, przy badaniach nad metodyką doświadczalnictwa i t. d. miewamy bardzo długie szeregi liczb. W takich razach używamy skróconych metod rachunkowych, które przedstawię w dopełnieniach.

d) W razach, gdy mamy doświadczenie, polegające na tem, że badamy wpływ na przebieg lub wynik zjawiska szeregu przyczyn, różniących się między sobą nie jakościowo lecz ilościowo, np. różnych dawek tej samej odżywki, różnych ilości wysiewu, i t.p., to bywa czasem, jak już o tem wspomniałem (§ 56), korzystnem przedstawienie wyników doświadczenia

w postaci tablicy korrelacji, a ich ostatecznego rezultatu w postaci współczynnika korrelacji, jeżeli korrelacja jest prostolinijna a stosunku współzależnościowego, gdy tego pewni nie jesteśmy. Metoda ta będzie obszerniej omówiona w przykładach.

e) Przed obliczeniem wyników, szczególniej zaś ich błędu średniego trzeba zbadać, czy nie są one obarczone błędem systematycznym w określonym kierunku (względnie do przestrzeni lub czasu) i błąd ten wyeliminować przez zastosowanie obliczenia wzorcowego, przyczem, jak widzieliśmy (§ 75) najlepsze wyniki daje nam przyjęcie za wzorzec roboczy całych serji (powtórzeń) członów doświadczenia.

f) W ogóle trzeba się starać już przy zaprojektowaniu doświadczenia a niemniej przy obliczaniu jego wyników, żeby nam ono dawało, o ile można, bezpośrednią odpowiedź na nasze pytanie. A więc, o ile można, porównywać z sobą bezpośrednio te człony doświadczenia, o których porównanie nam w pierwszym rzędzie chodzi; również obliczać błąd średni dla ostatecznych wyników doświadczenia, o ile to możliwe, bezpośrednio, nie zaś z błędów średnich składowych części doświadczenia za pomocą prawa przekazywania błędów, gdyż trzeba pamiętać, że prawo przekazywania błędów jak i inne prawa, na których się opiera metodyka doświadczalnictwa, stają się ścisłemi dopiero, kiedy mamy do czynienia z nieskończoną ilością obserwacji. Stosując je więc w praktyce, powiększamy prawdopodobieństwo popełnienia błędu. Naprzykład: chcemy obliczyć różnicę plonu skrobji czy cukru z hektara między dwiema odmianami.

Dla różnicy cukrowości między tymi członami, obliczyliśmy błąd średni, który jak wiemy, nie jest zupełnie pewny, lecz obarczony błędem średnim błędu średniego (§ 14 str. 37). Podobnym błędem jest obarczony błąd średni różnicy plonów. Obliczanie błędu średniego iloczynu z tych dwóch znalezionych wielkości (plonu i zawartości cukru) daje również, jak widzieliśmy, nie zupełnie pewny w każdym oddzielnym wypadku rezultat (pewna byłaby dopiero średnia arytmetyczna z nieskończonej ilości obliczonych zapomocą niego błędów). Daleko więc pewniejszą wielkość błędu średniego plonu cukru otrzymamy, jeżli zamiast tego pośredniego obliczenia obliczymy błąd bezpośrednio, t.j. obliczymy różnice plonu cukru w każdej serji (powtórzeniu) i dla tych różnic znajdziemy błąd średni z wzoru

$$m = \sqrt{\frac{\Sigma v^2}{n-1}}$$

Jestto tembardziej wskazane, im mamy mniejszą pewność, że między dwiema wielkościami, dla których stosunku chcemy obliczyć błąd średni, *nie ma żadnej współzależności*,

gdyż, jak wiemy, zupełna niezależność obserwacji jest koniecznym warunkiem zastosowalności wyłożonych w pierwszym rozdziale praw prawdopodobieństwa błędów.

Po przypomnieniu tych kilku ogólnych zasad obliczenia wyników doświadczenia, przejdźmy do rozpatrzenia paru specjalnych zagadnień, dotychczas jeszcze niedostatecznie uwzględnionych.

95. Inne metody usuwania błędu wynikającego z nierówności pola. Metoda Raymonda Pearl'a i M. Surface'a. Autorowie ci ogłosili w 1916 w Journal of Agricultural Research metodę rachunkową, mającą na celu usunięcie skutków nierówności pola bez używania wzorca, który nie zawsze daje według nich pożądane wyniki. Sposób, podany w tej pracy daje się zastosować jedynie przy szachownicowym układzie działek i przytem daje zadowalniające rezultaty jedynie na polach, na których warunki zmieniają się pomału, t. j. na których istnieje silna sąsiedzka korrelacja między działkami. Metoda Pearl-Surface'a polega na tem, że jeżeli mamy pole prostokątne, podzielone na działki według schematu

a	b	c	d
e	f	g	h
i	j	k	l
m	n	o	p
q	r	s	t

to wprowadzamy dla każdej działki poprawkę według wzoru

$$A_{popr} = \frac{(a+b+c+d)\,(a+e+i+m+q)}{(a+b+c+d+e+f+g+h+i+j+k+l\ldots s+t)}$$

t. j. za poprawioną wartość działki a przyjmujemy iloczyn z sum obu rzędów, w których się znajduje ta działka, dzielony przez sumę plonów wszystkich działek pola.

Tak samo

$B_{popr.} = (a+b+c+d)\,(b+f+j+n+v)$, dzielone przez sumę plonów wszytkich działek

$C_{popr.} = (m+n+o+p)\,(c+g+k+o+s)$, dzielone przez tę sumę i t. d.

Metoda ta, próbowana kilkakrotnie przez samych autorów na materjale, dostarczonym przez różne doświadczenia, a także przez prof. Th. Roemer'a, dała w przecięciu zmniejszenie błędów średnich porównywanych odmian, jednak *po-*

szczególne odmiany wykazały bazdzo znaczne powiększenie błędu. Tak więc, gdy w doświadczeniu z 23-ma odmianami owsa błąd średni zmniejszył się w przecięciu z $\pm$ 7,63% plonu na 6,48%, to dla owsa Swedisch Select powiększył się błąd średni z $\pm$ 3,50% (przy zwykłym sposobie obliczenia plonów) na $\pm$ 6,15% (przy metodzie Pearl'-Surface), a dla Imported Scotsch z $\pm$ 2,91% na $\pm$ 8,38%.

Czy przez zastosowanie tej metody otrzymano „polepszenie" wyników w tym sensie, że stały się one bliższe prawdy trudno orzec, ile, że nie wiem, czy metoda ta była wypróbowana na „ślepych" doświadczeniach. W przytoczonem doświadczeniu, zdaje się, że wyniki zostały rzeczywiście poprawione, gdyż różnice między przeciętnymi plonami „poprawionymi" poszczególnych odmian różnią się bardziej między sobą niż obliczone bez poprawek. Nie pozwala nam to jednak uogólniać wniosku, gdyż, jak widać z przedstawionego powyżej schematu doświadczenia, przy tej metodzie przyjmuje się pod uwagę zmienność pola tylko w dwu do siebie prostopadłych kierunkach. W każdym razie przed rozpowszechnieniem tej metody wymaga ona jeszcze wszechstronnego wypróbowania.

96. Metoda Mitscherlich'a. Prof. E. A. Mitscherlich przedstawił w kilku pracach, z których pierwsza (Feldversuche mit Kartoffeln) wyszła w r. 1920, metodę pozornie podobną do mojej metody „wzorca zbiorowego" (§ 75). Przyjmuje on mianowicie całą serję t. j. jedno powtórzenie wszystkich członów za wzorzec zbiorowy i oblicza dla każdej działki wyniki względne w stosunku do tego wzorca. Różnica polega jednak na tem, że Mitscherlich porównuje każdą działkę kolejno z średniemi arytmetycznemi wszystkich serji, w skład których ta działka wchodzi. A więc jeżeli np. mamy doświadczenie z trzech członów *a*, *b*, *c* wysianych w szeregu a_1 b_1 c_1 a_2 b_2 c_2 a_3 b_3 c_3 i t. d., to porównuje on a_1 z średnią arytm. z a_1, b_1 i c_1, następnie a_2 — kolejno z średniemi arytm. z b_1 c_1 a_2, c_1 a_2 b_2 i a_2 b_2 c_2 i t. d. Tak samo b_1 porównuje on z średniami arytm. z a_1 b_1 c_1 i b_1 c_1 a_2, potem b_2 — z średniemi arytm. z c_1 a_2 b_2, a_2 b_2 c_2, i b_2 c_2 a_3. W ten sposób otrzymuje on dla każdego człona doświadczenia tyle wyników względnych, ile jest działek mniej jedno powtórzenie i z tych wyników oblicza średnią arytmetyczną i jej błąd średni.

Otóż w metodzie tej tkwią dwa błędy: jeżeli pole wykazuje zmienność o określonym kierunku, a Mitscherlichowi chodzi właśnie o usunięcie tego źródła błędu, to przy jego metodzie wpływ tej zmienności systematycznej w dwóch skrajnych, t. j. w pierwszej i ostatniej serji oczywiście nie zostaje usunięty, mianowicie w pierwszej dla a_1, w ostatniej dla *c* a tylko zmniejszony dla *b*; w wypadku więc, gdy się plenność pola zmniejsza silnie od lewej strony (a_1 b_1 c_1) ku prawej, otrzymamy zawsze za wysokie wyniki dla pierwszych członów

(licząc od lewej strony), a za nizkie dla ostatnich. Przytem błąd będzie tem większy im mniejsza liczba powtórzeń. Zachowują się więc te błędy tak, jak „błędy grube". Przy wielkiej liczbie powtórzeń lub przy nieznacznej zmienności systematycznej pola wpływ tego błędu może być znikomy.

Gorzej jest z błędem średnim: błąd średni służy jako miara dokładności obserwacji tylko wtedy, gdy te obserwacje są od siebie zupełnie niezależne, t. j. kiedy między ich błędami nie ma żadnej korrelacji, której źródło leży w samych obserwacjach. Jeżeli np. przy kolejnych pomiarach jakiegoś kąta „naciągamy" odczytania następne do wyników, które nam dały poprzednie, to małe wahania między poszczególnemi odczytaniami nie są bynajmniej dowodem ich ścisłości.

Otóż w metodzie Mitscherlicha, którą zilustruję w jednym z przykładów, między kolejnemi średniemi arytmetycznemi, z któremi porównujemy każdą działkę, *istnieje*, oczywiście, bardzo wyraźna „korrelacja sąsiedzka", gdyż każda średnia arytmetyczna jest obliczona z tych samych składników co dwie sąsiednie, oprócz jednego. W naszym więc przykładzie na każdą średnią arytmetyczną składają się w dwu trzecich te same działki co na poprzedzającą i co na następną: nic więc dziwnego, że różnią się one mało między sobą i że również mało różnią się obliczone w stosunku do nich wyniki względne każdej działki.

Obliczone więc przy tej metodzie błędy średnie są fałszywe, a mianowicie za nizkie.

97. Uproszczona metoda wzorca zbiorowego Załęskiego. (*„Metoda b"*). Sposób opisany w § 75, przy którym wynik każdej działki porównujemy z średnią arytmetyczną dwóch pełnych serji, leżących po obydwóch stronach tej działki, dający bardzo znaczne (w krańcowym wypadku — zupełne) wyrównanie wyników przez usunięcie wpływu błędu wywołanego przez zmienność pola (czy wogóle warunków przebiegu zjawiska) o określonym kierunku, może być, jak to odrazu było zaznaczone, stosowany z korzyścią tylko w tych razach, gdy doświadczenie składa się z niewielkiej liczby członów w dosyć licznych powtórzeniach, gdyż otrzymuje się do ostatecznego obliczenia ilość wyników równą liczbie powtórzeń mniej dwa, przez co przy małej liczbie powtórzeń powiększa się bardzo znacznie błąd średni średniej arytmetycznej, a przytem i ten błąd średni, jako obliczony z małej liczby powtórzeń jest bardzo niepewny.

W razach, gdy liczba powtórzeń jest niewielka, używam oddawna innego sposobu wyrównania. Mianowicie obliczam wynik względny każdej działki w stosunku do średniej arytmetycznej jednej całkowitej serji, w której środku znajduje się dana działka.

Jeżeli więc mamy szereg działek
$a_1\ b_1\ c_1\ d_1\ e_1\quad a_2\ b_2\ c_2\ d_2\ e_2\quad a_3\ b_3\ c_3\ d_3\ e_3\quad a_4\ b_4\ c_4\ d_4\ e_4$ i td.
to obliczam wyniki względne:

dla działki c_1 względem $\frac{a_1 + b_1 + c_1 + d_1 + e_1}{5}$

" d_1 " $\frac{b_1 + c_1 + d_1 + e_1 + a_2}{5}$

" e_1 " $\frac{c_1 + d_1 + e_1 + a_2 + b_2}{5}$

" a_2 " $\frac{d_1 + e_1 + a_2 + b_2 + c_2}{5}$

i t. d
wreszcie

dla działki b_n względem $\frac{e_{n-1} + a_n + b_n + c_n + d_n}{5}$

" c_n " $\frac{a_n + b_n + c_n + d_n + e_n}{5}$

W ten sposób otrzymuję dla wszystkich członów liczbę wyników względnych równą liczbie powtórzeń mniej jedność, zamiast, jak przy poprzedniej metodzie — mniej dwa (tylko dla środkowego człona dostajemy liczbę danych równą liczbie powtórzeń). Przy małej liczbie powtórzeń to jedno powtórzenie zyskane w ten sposób już ma niepoślednie znaczenie. Wprawdzie wyrównanie błędu systematycznego jest przy tym sposobie trochę mniejsze, ale jeżeli systematyczna zmienność pola nie jest bardzo wielką i bardzo równomierną to ta różnica nie daje się silnie odczuć.

Metoda ta, (którą będę nazywał metodą „E. Z. (b)„ w odróżnieniu od metody dwóch serji, którą będą oznaczał „E. Z. (a)“), różni się od metody wyrównań Mitscherlicha tem, że w metodzie Mitscherlicha porównujemy z średnią arytmetyczną każdej serji (w naszym przykładzie

z $\frac{a_1 + b_1 + c_1 + d_1 + e_1}{5}$, $\frac{b_1 + c_1 + d_1 + e_1 + a_2}{5}$

i t. d) wszystkie wchodzące w skład tej serji działki, o ujemnym wpływie czego na ostateczny wynik już we właściwem miejscu powiedziałem.

Jeżeli mamy parzystą liczbę *m* członów serji, to możemy postępować albo krótszą lecz mniej dokładną drogą, przez porównywanie wyników każdej działki z średnią arytm. serji, bacząc na to, żeby zawsze z tejże samej strony tej działki

znajdowała się liczba działek $\frac{m}{2} - 1$ względnie $\frac{m}{2}$.

Jeżeli więc mamy szereg

$a_1\ b_1\ c_1\ d_1\ e_1\ f_1\quad a_2\ b_2\ c_2\ d_2\ e_2\ f_2\quad a_3\ b_3$ i t. d.

to obliczamy wyniki:

dla działki c_1 względem $\frac{a_1 + b_1 + c_1 + d_1 + e_1 + f_1}{6}$

„ d_1 „ $\frac{b_1 + c_1 + d_1 + e_1 + f_1 + a_2}{6}$

i t. d.

i kończymy na wyniku względnym dla działki c_n względem

$$\frac{a_n + b_n + c_n + d_n + e_n + f_n}{6},$$

lub też zaczynamy od wyniku d_1 względem

$$\frac{a_1 + b_1 + c_1 + d_1 + e_1 + f_1}{6}$$

i kończymy również na d_n względem

$$\frac{a_n + b_n + c_n + d_n + e_n + f_n}{6}$$

Możemy jednak uciec się do dłuższego gdyż podwójnego obliczania wyników każdej działki, mianowicie względem dwóch serji: jednej, w której po lewej stronie działki leży $\frac{m}{2} - 1$ działek a po prawej $\frac{m}{2}$, i drugiej, do której zaliczamy $\frac{m}{2}$ działek z lewej a $\frac{m}{2} - 1$ z prawej; w naszym więc przykładzie otrzymalibyśmy:

dla d_1 — wynik względem $\frac{a_1 + b_1 + c_1 + d_1 + e_1 + f_1}{6}$

i „ $\frac{b_1 + c_1 + d_1 + e_1 + f_1 + a_2}{6}$

średnią arytm. tych dwóch wyników przyjmujemy za wynik ostateczny d_1. Rozumie się, że dla c_1 otrzymanoby tylko jeden wynik mianowicie względem $\frac{a_1 + b_1 + c_1 + d_1 + e_1 + f_1}{6}$

a również dla d_n — tylko jeden, mianowicie względem

$$\frac{a_n + b_n + c_n + d_n + e_n + f_n}{6}$$

Pomimo, że ten drugi sposób obliczania jest trochę dokładniejszy, jednak korzyść osiągnięta tą drogą jest przy większej nieco ilości członów doświadczenia tak nieznaczna, że ja tego sposobu używam tylko przy bardzo krótkich szeregach doświadczalnych.

Na tem skończę opis sposobów wyrównania wyników doświadczeń wegetacyjnych. Jak czytelnik widzi, może ich być, zależnie od rodzaju doświadczenia i sposobu jego wykonania, wielka rozmaitość. Z niektórymi sposobami, nieco odbiegającymi od już opisanych spotkamy się przy przykładach, teraz zaś przejdę do przedstawienia niektórych sposobów wykrycia czy istnieje źródło błędów o określonym kierunku, a następnie do sposobów wprowadzania poprawek do obliczania plonów w wypadkach nienormalnej gęstości roślin.

98. Wykrywanie błędu systematycznego wynikającego ze zmienności warunków o określonym kierunku. Nie będę tu dawał bliższego określenia tego pojęcia, gdyż jego znaczenie było już wyłożone w kilku miejscach (§ 40 przykł. 17), do nich więc odsyłam czytelników.

Do wykrycia tego rodzaju błędów mamy dwie najprostsze drogi.

a) Metodą różnic między powtórzeniami, t. j. przez porównanie średnich arytmetycznych następujących po sobie powtórzeń i stwierdzenie, po pierwsze czy te średnie arytmetyczne okazują tendencję podwyższania się lub obniżania w danym kierunku, a po drugie, czy tego obniżania lub podwyższania nie można położyć na karb przypadku, jako wyniku przypadkowego grupowania się przyczyn charakteru losowego, fluktuacyjnego.

O ile ta zmienność o określonym kierunku średnich arytmetycznych kolejnych serji nie jest bardzo wyraźna, to stwierdzenie jej tą metodą w sposób krytyczny, t. j. z obliczeniem błędu średniego tej zmienności, co się da wykonać za pomocą kilku metod rachunkowych, wymaga dość złożonych obliczeń.

Najczęściej postępuje się tak, że się oblicza średnią arytmetyczną całego szeregu, t. j. wszystkich powtórzeń wszystkich członów, idących po sobie w danym kierunku pola, lub w czasie (nazwijmy tę *ogólną średnią arytmetyczną* M_{gen}), dalej *średnie arytmetyczne cząstkowe*, t. j. poszczególnych powtórzeń wszystkich członów (M_1, M_2, M_3 i t. d. albo ogólnie M) i różnice między cząstkowemi średniemi a ogólną średnią, czyli *odchylenie cząstkowych średnich* v_1, v_2, v_3 i t. d.

Jeżeli te odchylenia są pomiędzy sobą równe, albo jeżeli są różnej wielkości niezależnie od kolejności powtórzeń, to zmienność warunków przebiegu zjawiska o określonym kierunku nie istnieje, lub też jest niewyraźna. Przeciwnie, jeżeli odchylenia zmniejszają się lub powiększają prawidłowo w kierunku kolejności, t j. różnice między $v_1 - v_2 = \delta_{1,2}$ $v_2 - v_3 = \delta_{2,3}$ i t. d. mają ten sam znak (+ albo —), to mamy wielkie prawdopodobieństwo, że występuje tu systematyczna zmienność warunków. Jednak trzeba pamiętać, że niezależnie od tej zmienności warunków na wielkość cząstkowych średnich wpływają i błędy normalne fluktuacyjne poszczególnych członów cząstkowych, które mogą sprawić, że pomimo zmieniających się systematycznie warunków wegetacyjnych pomiędzy każdemi dwoma kolejnemi powtórzeniami w kierunku np. dodatnim, dzięki normalnym błędom różnica między odpowiedniemi cząstkowemi średniemi może wypaść przypadkowo ujemna. Jednem słowem błędy fluktuacyjne mogą maskować błąd systematyczny. Żeby więc zdać sprawę, czy wahania między wielkościami $\delta_{1,2}$, $\delta_{2,3}$ i t d są dostatecznie wytłómaczalne przez błędy fluktuacyjne, trzeba znać błędy średnie cząstkowych średnich M_1, M_2 i t. d. Te zaś są, lub mogą być zamaskowane przez zmienność systematyczną warunków. Mamy tu więc błędne koło, z którego wybrnąć nie jest łatwo.

Zresztą zmienność warunków nie musi być koniecznie prostolinijna, t. j wielkości $\delta_{1,2}$ $\delta_{2,3}$ i t d. równe sobie (w granicach błędów). Widzieliśmy że żyźność pola może się zwiększać do pewnego miejsca, niekoniecznie równomiernie, potem się zmniejszać i t. d., albo też szybkość przyrostu masy roślinnej lub zwierzęcej może powiększać się w miarę samego powiększania się tej masy według równania dla zjawisk autokatalitycznych. To wszystko utrudnia niezmiernie stwierdzenie obecności lub nieobecności tego źródła błędu systematycznego. Dla tego, o ile nie mamy dla nieobecności takiego błędu zupełnie pewnego dowodu, powinniśmy postępować przy obliczeniu wyników tak, jak gdyby ten błąd istniał, t. j. jak to było przedstawione w §§ 72 i nast.

b) Łatwiejsza do zastosowania i do wyciągnięcia z niej wniosków jest *metoda korrelacji*, z której użyciem w tym celu nie spotkałem się nigdy po za stacjami doświadczalnemi, znajdującemi się pod moim kierunkiem, tak że mam podstawę do uważania tej metody za moją własną. Polega ona na tem, iż wyniki doświadczenia zestawiamy w tablicę korrelacji w ten sposób, że za jedną zmienną przyjmujemy położenie topograficzne działek albo czas wykonania doświadczenia, jako drugą zaś zmienną — względne wyniki jakościowe czy ilościowe poszczególnych członów cząstkowych (np. działek). Z tablicy takiej możemy z łatwością obliczyć współczynnik *korrelacji* wzgl. stosunek współzależności (p. dopełnienia) wraz z ich błędem średnim; z ich wielkości, względnie z obliczonej z nich

regresji, dowiadujemy się, o jaką wielkość zmniejsza się czy powiększa plon, którybyśmy teoretycznie dostali przy przesunięciu się o jedną działkę dalej, gdyby wszystkie działki były obsiane tą samą odmianą albo wogóle znajdowały się pod tą samą kombinacją, czyli jak wielką jest zmienność warunków wegetacyjnych o określonym kierunku. Ze „*stosunku współzależnościowego*" przekonujemy się czy korrelacja może być uważana za prostolininą, czy nie. W tym ostatnim razie możemy rozbić tablicę na dwie lub więcej części według załamań linji regresji t. j. linji, którą tworzą na tablicy średnie arytmetyczne pojedynczych kolumn i dla każdej z nich zrobić te same obliczenia. O ile jest to doświadczenie polowe, w którem jako jedna zmienna występują kolejne *pojedyncze* działki, tam, plony (rozumie się względne) każdej działki tworzą *linję regresji*. Pod „*względnymi*" wynikami pojedynczych działek rozumiem tu, oczywiście, odchylenia tych wyników od średniej arytmetycznej wszystkich homologicznych *członów* (t. j wszystkich powtórzeń jednej kombinacji), albo też poszczególne wyniki, wyrażone w procentach średniej arytmetycznej wszystkich powtórzeń danej kombinacji. W praktyce jednak rzadko się stosuje i ten, uproszczony, sposób, gdyż prościej jeszcze jest z góry przyjąć istnienie błędu systematycznego w powyższem znaczeniu i do tego zastosować postępowanie.

99. Obliczanie plonu. W wielu razach obliczenie wielkości plonu przedstawia wielkie trudności, mianowicie w tych razach, gdy gęstość roślin na różnych działkach jest niejednakowa, różnicy zaś tej nie można przypisać działaniu tego czynnika, którego wpływ badamy. O ile mamy do czynienia z roślinami kłosowemi, to jedynem wyjściem z tego jest wyszukanie na każdej działce miejsc normalnie gęstych i określenie plonu całej działki z plonów tych normalnych miejsc. Jeżeli cała działka jest wyraźnie przerzedzona np. wskutek wyprzenia albo zbyt gęsta wskutek złego nastawienia siewnika, to nie pozostaje nam nic innego, jak odrzucić całą tę działkę.

Jeżeli tę samą nienormalność zauważymy na wszystkich członach homologicznych t. j. na wszystkich powtórzeniach jakiejś kombinacji, to należy postąpić stosownie do celu doświadczenia. Jeżeli jesteśmy pewni, że wszystkie działki doświadczenia były jednakowo zasiane, jak to ma miejsce przy racjonalnie wykonanych dowiadczeniach nawozowych, w których wszystkie działki obsiewamy tem samem nasieniem, z tem samem nastawieniem siewnika a przytem w kierunku kolejności członów i t. p., to mamy pewność, że przerzedzenie lub nadmierne rozkrzewienie było skutkiem nawożenia. Tak np. silne dawki azotu powiększają krzewistość, ale nadmierne dawki azotu zmniejszają odporność na wymarzanie. W takim razie ta nadmierna lub zbyt mała gęstość jest skutkiem warunków, których wpływ badamy, i rzecz prosta, plon dotkniętych

niemi działek powinien być przyjęty do obliczeń bez żadnych poprawek.

Jeżeli przeciwnie mamy jako cel zbadanie dziedzicznych odmianowych cech, jakichś odmian zboża, np. ich plenności, tymczasem jedna z odmian jest rzadsza od innych wskutek niemającego nic wspólnego z dziedzicznością złego kiełkowania użytych do siewu nasion, to, o ile różnica gęstości jest poważna odmiana, powinna być wyłączona z obliczeń wyników.

Jeżeli różnica w gęstości jest nieznaczna, parę do kilku procent, to nie powinna ona wpłynąć w sposób uchwytny na plon, jak tego dowodzą liczne doświadczenia tak polowe jak naczyniowe. Przy większych różnicach w gęstości można w obliczeniu plonów wprowadzać lekkie poprawki, które przez interpolację różnych doświadczalnych danych można przyjąć co najwyżej na 1% plonu na każdą różnicę 5% roślin.

Samo się przez się rozumie, że pod gęstością należy rozumieć ilość roślin na jednostce powierzchni a nie ilość kłosów, gdyż i ta jest zależna od warunków doświadczenia: odmiany, nawożenia, uprawy i t. p. Ponieważ jednak przy siewie siewnikiem ilość brakujących roślin jest niezmiernie trudna do określenia, nawet zaraz po wzejściu, więc wogóle wszelkie takie poprawki plonów roślin kłosowych wprowadzają do doświadczenia moment dowolności i dlatego powinny być stosowane tylko w wyjątkowych wypadkach i z bardzo wielką otrożnością.

Przy doświadczeniach z okopowemi, szczególniej z burakami, nie mamy prawie nigdy zwartego stanu roślin. Za zupełnie zwarte pole burakowe uważa się takie, na którem brakuje 10% roślin, a brak 15% jest jeszcze normalnym. Puste miejsca, jak mówiłem w jednym z poprzednich paragrafów, są bardzo niedostatecznie wyzyskiwane przez sąsiadujące rośliny, tak że, brak pewnej liczby roślin odbija się bardzo silnie na plonie z działki. Ponieważ wiadomo dokładnie, ile na hektarze, względnie na działce powinnoby być roślin okopowych, gdyby żadna nie przepadła, więc teoretyczny plon mógłby być obliczony z wielkości jednej rośliny, rosnącej w normalnej rozstawie. Najdokładniejsze więc wyniki dostajemy w doświadczeniach z okopowemi, obliczając plon w powyższy sposób t. j. kopiąc, licząc i ważąc rośliny, rosnące w normalnych odległościach od wszystkich swoich sąsiadów. Jednak, jak to już na to była zwrócona uwaga, już przy 15 do 20 procentach brakujących roślin, o ile te braki są rozłożone mniejwięcej równomiernie po całej działce, jest prawie niemożliwem znalezienie większej ilości roślin normalnie rozstawionych; ponieważ zaś dla ścisłego określenia plonu potrzebna jest bardzo znaczna liczba roślin (wobec współczynnika zmienności ciężaru buraków 25 do 45), więc zmniejszenie liczby roślin przez wybranie tylko normalnie

gęstych, o ile to w danym wypadku jest wykonalnem, zmniejsza ścisłość doświadczenia wskutek zmniejszenia średniej próby. Przy doświadczeniach odmianowych, w których działki są stosunkowo bardzo małe, obliczone tak, żeby otrzymać potrzebną dla żądanej ścisłości ilość osobników, często jest zupełnie niemożliwem znalezienie jako tako wystarczającej liczby osobników normalnych, wogole zaś czynność ta, wymagająca wielkiej staranności, niezawsze może być wykonana. Stoi się więc zwykle przed dylematem: albo obliczyć plon z przeciętnego ciężaru jednej rośliny i w takim razie otrzymać plon za wysoki, gdyż rośliny, rosnące obok pustych miejsc są nieco większe niż normalne, albo przyjąć za plon ciężar rzeczywiście zebranych z działki roślin i w tym ostatnim razie plon będzie za nizki, gdyż puste miejsca nie są dostatecznie wyzyskane. Radzimy sobie więc tak, że za *najprawdopodobniejszv* plon przyjmujemy średnią arytmetyczną między plonami, określonymi obu powyższymi sposobami O ile puste miejsca są rozmieszczone mniejwięcej równomiernie po całej działce, to uzyskana tą drogą poprawka wyników jest znaczna. Jeżeli natomiast wskutek jakiegoś wypadku zostaną zniszczone liczne rośliny rosnące obok siebie, tak, że tworzą się większe plisze, to te nie mogą być nawet częściowo wyzyskane i dlatego zajęta przez nie przestrzeń powinna być odjęta od całkowitej powierzchni działki i plon obliczony w powyżej opisany sposób tylko dla pozostałej części działki. Jestto stosunkowo łatwem do wykonania, gdyż wymaga tylko zliczenia i zanotowania ilości roślin, które powinny były się znajdować na większych pliszach każdej działki.

Przy rozstawie roślin tak wielkiej, że miejsca puste wskutek zginięcia roślin nie mogą już być wyzyskane przez rośliny sąsiadujące, plon powinien być określany zawsze tylko z ciężaru przeciętnego pojedynczych roślin. Wielkość tej rozstawy jest zależna od odmiany roślin i od warunków wegetacyjnych. Ja uważam, że przy rozstawie buraków cukrowych 50×50 cm, a ziemniaków 70×70 cm. można spokojnie w większości wypadków na puste miejsca nie zważać.

ROZDZIAŁ VIII

Przykłady do rozdziałów V, VI i VII.

100. W ostatnich trzech rozdziałach podałem tylko jeden liczbowy przykład obliczenia wyników doświadczeń, gdyż doświadczenia wazonowe nie różnią się zasadniczo od polowych pod względem sposobu obliczania i wnioskowania, wolałem więc dopiero po zakończeniu teorji tych dwu typów doświadczeń wegetacyjnych zilustrować je przykładami.

Przykład 19-ty. W laboratorjach selekcyjnych, obsługujących hodowle buraków, wykonujemy oznaczenia cukrowości wielu tysięcy buraków zapomocą polarymetru. W stacjach selekcyjnych, znajdujących się pod mojem kierownictwem, lub które metodę roboty zapożyczyły odemnie, oznaczenie cukru w każdym buraku odbywa się dwukrotnie, w dwóch porcjach miazgi. Średnie arytmetyczne z takich podwójnych oznaczeń są uważane za najprawdopodobniejsze cukrowości poszczególnych buraków i służą do wykreślenia krzywych zmienności, tablic korrelacji i do wnioskowania, które osobniki nadają się do danych celów hodowlanych. Koniecznem jest przytem zdawać sobie sprawę:

a) z ścisłości otrzymanych tą drogą cukrowości, czyli znać błąd średni średnich arytmetycznych z każdych dwu oznaczeń.

b) z obecności lub nieobecności grubych błędów, gdyż średnie arytmetyczne tylko wtedy przedstawiają nam najprawdopodobniejszą wartość szukanej wielkości, kiedy zostały obliczone z obserwacyj, obciążonych jedynie normalnymi, fluktuacyjnymi błędami. Jeżeli się trafi błąd „gruby" w licznym szeregu obserwacji tej samej wielkości, to jego wpływ może nie mieć praktycznego znaczenia (p. § 15), ale przy małej liczbie obserwacyj (w naszym wypadku dwóch) obecność błędu grubego zupełnie fałszuje wynik.

c) ponieważ dla części buraków otrzymujemy wskutek różnych wypadków tylko jeden wynik analizy, to nasuwa się pytanie, czy wrazie jeżeli ten wynik jest bardzo korzystny, wolno jest nam zaliczyć odnośnego osobnika do pewnej klasy elity.

Na pytanie *a)* mogłoby nam dać pozornie odpowiedź obliczenie dla każdej pary analiz, t. j. dla dwu oznaczeń cukru w każdym buraku błędu średniego średniej arytmetycznej, która jak wiemy (§ 18) równa się połowie różnicy między obydwiema obserwacjami. W rzeczywistości jednak do w ten sposób otrzymanych błędów średnich nie możemy przywiązywać wielkiego znaczenia, gdyż jako obliczone tylko z dwóch obserwacyj są one z kolei obciążone dużym błędem średnim, który również, dla tej samej przyczyny nie jest bardzo pewny, i dwie obserwacje mogą się z sobą bardzo dobrze zgadzać, pomimo, że są obie obciążone wielkimi błędami normalnymi z tym samym znakiem (por. przykł. 8-my). Przytem, oczywiście, tą drogą nie możemy wynaleść błędów grubych, nie daje nam ona również odpowiedzi na pytanie *c*).

Postępujemy więc zwykle w podobnych razach tak, że znajdujemy *wskaźnik zmienności* różnic między szeregiem paruset lub kilkuset par oznaczeń. Ten wskaźnik zmienności („średnie odchylenie") jest miarą prawdopodobieństwa spotkania różnicy danej wielkości w szeregu oznaczeń, robionych tą samą metodą i z tą samą starannością.

Porównując znalezione rzeczywiście („empiryczne“) częstotliwości różnic między dwoma oznaczeniami cukru tego samego buraka z częstotliwościami, których by należało oczekiwać na podstawie prawdopodobieństwa błędów (tabl. I), mamy możność przekonania się, czy różnice przekraczające pewną granicę nie zdarzają się znacznie częściej, niż się tego rachunek prawdopodobieństwa błędów spodziewać każe.

Jeżeli tak jest, to mamy poważne podstawy do przypuszczania, że różnice te zostały wywołane przez „grube błędy“ w robocie, a więc np. przez nienormalnie złe wymięszanie miazgi przed wzięciem dwóch próbek, przez zeskoczenie szalki wagowej z pryzmatu, przez fałszywe odczytanie na skali polarymetru (najczęstsze błędy odczytania polegają na tem, że *cała* liczba stopni, odpowiadających procentom cukru, jest fałszywie zanotowana), zamienienie kartek z bieżącymi numerami analiz i t. p. wypadki, umożliwione przez pospieszną robotę, wykonywaną przez prostych robotników.

Przed przejściem do liczbowego przykładu należy jeszcze objaśnić, że stopień skręcenia płaszczyzny polarymetrycznej w „soku“, otrzymanym z każdej porcji miazgi, odczytuje się dwukrotnie z dokładnością do 0,1%. W poniżej podanej tablicy są więc podane średnie arytmetyczne z dwóch odczytań, obliczone do drugiego znaku dziesiętnego, i dlatego kończą się zawsze na 0 albo na 5.

Surowy materjał liczbowy przedstawia się tak:

Nr. bież. buraka	Procent cukru w buraku w porcji miazgi pierwszej	drugiej	średnio	Różnica między cukrowością pierwszej i drugiej porcji miazgi
12601	18,75	18,35	18,55	0,40
12602	17,20	17,90	17,55	0,70
12603	17,15	17,00	17,08	0,15
12604	18,00	18,00	18,00	0,00
12605	16,35	16,05	16,20	0,30
12606	17,90	17,90	17,90	0,00
12607	18,65	18,40	18,53	0,25
12608	18,15	18,60	18,38	0,45
12609	17,30	17,40	17,35	0,10
12610	18,60	—	—	—
12611	17,90	18,15	18,03	0,25
i t. d.				

Obliczywszy „różnice“ dla żądanej liczby oznaczeń (w naszym przykładzie dla 600), liczymy, ile jest różnic każdej po-

szczególnej wielkości, a więc 0,00, 0,05, 0,10 i t. d. (albo też możemy dla uproszczenia roboty łączyć po dwie lub więcej sąsiednich wielkości w klasy) i układamy wyniki w t. zw. „szereg rozdzielczy“, który nam służy do obliczenia „średniego odchylenia“ i innych wielkości.

W poniższej tablicy znajdzie czytelnik taki szereg rozdzielczy wraz z odnośnemi obliczeniami.

Różnice w	w^2	Obserwowane częstotliwości f	w^2f	w f
0,00	0,0000	61	0,0000	0,00
0,05	0,0025	64	0,1600	3,20
0,10	0,0100	60	0,6000	6,00
0,15	0,0225	62	1,3950	9,30
0,20	0.0400	47	1,8800	9,40
0,25	0,0625	41	2,5625	10,25
0,30	0,0900	47	4.2300	14,10
0,35	0,1225	46	5.6350	16,10
0,40	0.1600	29	4,6400	11,60
0,45	0,2025	28	5.6700	12,60
0,50	0,2500	25	6,2500	12.50
0,55	0,3025	20	6,0500	11,00
0,60	0,3600	13	4,6800	7,80
0,65	0 4225	13	5,4925	8,45
0,70	0,4900	6	2,9400	4,20
0,75	0,5625	5	2,8125	3,75
0,80	0,6400	11	7,0400	8,80
0,85	—	—	—	—
0,90	0,8100	3	2,4300	2,70
0,95	0 9025	1	0,9025	0,95
1,00	1,0000	1	1,0000	1,00
1.05	1,1025	1	1,1025	1,05
1,10	1,2100	3	3,6300	3,30
1,15	1,3225	2	2,6450	2,30
1,20	1,4400	1	1,4400	1,20
1,25	1,5625	1	1.5625	1,25
1,30	1,6900	2	3,3800	2,60
1,35	1,8225	1	1,8225	1,35
1,40	1,9600	1	1,9600	1,40
1,45	2,1025	1	2,1025	1,45
1,50	2,2500	1	2,2500	1,50
1,55	2,4025	1	2,4025	1,55
. . . . . .	. . . . . .	. . . . . .	. . . . . .	. . . . . .
2,25	5,0625	1	5,0625	2,25
2,35	5,5225	1	5,5225	2,35
		n = 600	$\Sigma w^2f = 101,2525$	$\Sigma wf = 177,25$

$$\sigma = \sqrt{\frac{101,2525}{600}} = \pm 0,4105 \qquad t = \frac{177,25}{600} = 0,295$$

$$3\,\sigma = \pm\ 1,2315$$

$$\text{E (błąd prawdopodobny)} = 0,6745\,\sigma = \pm\ 0,2769\ \%$$

W tablicy tej w drugiej rubryce (w^2) są podane wielkości różnic podniesione do kwadratu. Zamiast tego moglibyśmy kolejne klasy pooznaczać liczbami porządkowemi od 1 do 48 i obliczyć wskaźnik zmienności w klasach, a następnie przeliczyć go na procenty cukru przez pomnożenie przez wartość klasy w procentach cukru w naszym wypadku przez 0,05. Zmniejszyło by to trochę robotę. W niektórych innych przykładach, zastosuję ten sposób obliczenia.

Jak widzimy z poprzedniej tablicy, wskaźnik zmienności różnic wynosi $\pm$ 0,4105 % cukru. Gdybyśmy woleli zamiast dla różnic mieć obliczony ten wskaźnik dla błędów, tobyśmy musieli w pierwszej rubryce (w) zamiast wielkości różnic wziąć wielkości *błędów pozornych*, które oczywiście będą równe połowie tych różnic; mielibyśmy więc w tej rubryce liczby: 0,000 0,025 0,050 0,075 i t. d, t. j. liczby z trzema znakami dziesiętnymi, wskutek czego w rubryce drugiej (w^2) mielibyśmy ułamki sześcioznakowe, co bardzo znacznie powiększyłoby pisaninę. Zamiast tego dogodniej jest tak zrobić, jakeśmy to uczynili, t. j. obliczyć wskaźnik zmienności różnic, który. oczywiście, równa się podwójnemu wskaźnikowi zmienności błędów pozornych. Innemi słowy, „średnia wielkość“ (nie „przeciętna“) błędów, popełnionych w naszym szeregu analiz, równa się połowie znalezionej „średniej“ różnicy, a więc w tym

wypadku $\frac{\sigma}{2} = \pm\ 0,2052\ \%$.

W piątej rubryce naszej tablicy (w f) podałem iloczyny pierwszych potęg różnic przez znalezione (zaobserwowane) częstotliwości a to dla obliczenia „błędu przeciętnego“, a właściwie przeciętnej różnicy. Służy nam ona dla przybliżonego sprawdzenia, czy nasz szereg różnic (czy błędów) wykazuje zmienność normalną fluktuacyjną (por. § 16). Wiemy że, o ile szereg błędów jest zgodny z krzywą „normalną“ dwumiarową, to błąd średni (albo „średnie odchylenie“, w naszym wypadku „średnia różnica“) powinien się równać błędowi przeciętnemu („przeciętnemu odchyleniu“, „przeciętnej różnicy“) pomnożonemu przez 1,2533.

Otóż w naszym wypadku wskaźnik zmienności różnic („średnia różnica“) $\sigma = \pm\ 0,4105\%$, „przeciętna“ różnica $t = 0,295\%$, a więc $1,2533\ t = 0,3697\%$, czyli $0,901\,\sigma$ To kryterjum nie świadczy więc wprawdzie o krzyczącej nie-

zgodności szeregu z krzywą dwumianową, ale w każdym razie dowodzi, że pewna niezgodność istnieje.

Drugiem kryterjum jest, jak wiemy, błąd prawdopodobny (§ 9) który powinien dzielić szereg na dwie równe pod względem liczby członów części. Otóż w naszym wypadku błąd prawdopodobny E $= \pm$ 0,2769%. Jeżeli zliczymy liczbę członów szeregu między 0 a tą wielkością, to otrzymamy liczbę 330, podczas gdy powinno ich być $\frac{600}{2} = 300$. Tutaj niezgodność szeregu z krzywą normalną występuje dosyć jaskrawo.

Najprostszą hypotezą co do przyczyny tej niezgodności jest przypuszczenie obecności błędów grubych. Gdzież ich szukać? Rozumie się, przedewszystkiem między najwyższemi różnicami. Wiemy z tablicy I (Dopełnienia), że warjantów większych niż trzykrotny wskaźnik zmienności (błąd średni) powinniśmy się spodziewać 2,7 razy na 1000. Tymczasem w naszym szeregu różnic większych niż 3 σ t. j. $>$ 1,23% znajdujemy 10 na 600, t. j. okragło 16,7 na tysiąc a więc przeszło 6 razy za wiele. Mamy więc prawo przypuszczać, że jeżeli nie wszystkie to większa ich część jest skutkiem grubych błędów roboty. Jeżeli te oznaczenia cukru, obciążone w znacznej większości grubymi błędami odrzucimy i obliczymy wskaźnik zmienności, „przeciętną różnicę“ i „błąd prawdopodobny“ dla pozostałego szeregu, to otrzymamy

$$\sigma' = \pm 0{,}358, \quad E' = \pm 0{,}2415\% \quad t' = 0{,}3434\%$$

$$1{,}2533\ t' = 0{,}958\ \sigma'.$$

Jeżeli teraz jeszcze raz odrzucimy, jako obciążone prawdopodobnie grubymi błędami roboty różnice większe niż 3 σ'' t. j. niż 1,074% i obliczymy te same „charakterystyki liczbowe“ dla pozostałego szeregu, to otrzymamy

$$\sigma'' = \pm 0{,}340\% \quad E'' = \pm 0{,}229\% \quad t'' = 0{,}332\%$$

$$1{,}2533\ t'' = 0{,}977\ \sigma''$$

W granicach między zerem a E'' mamy 294 obserwacji podczas gdy powinno ich być $\frac{584}{2} = 292$.

Jeżeli porównamy te liczby z liczbami, otrzymanemi dla naszegu szeregu obserwacji przed odrzuceniem odchyleń wyższych niż 3 σ', to zauważymy bardzo znaczną poprawę. Zarówno stosunek t do σ, jak i podział szeregu na dwie części przez E są prawie ściśle równe przewidywanym na podstawie

teorji, co pozwala nam uważać „poprawiony“ szereg za bardzo zbliżony do krzywej normalnej i potwierdza nasze pierwotne przypuszczenie, że odrzucone przez nas obserwacje, wykazujące odchylenia większe niż 3 σ' były obciążone błędami grubymi, gdyż one to psuły „normalny“ charakter szeregu.

Nie znaczy to wcale, oczywiście, żeby pomiędzy obserwacjami, których odchylenia są mniejsze niż 3 σ', nie było wcale grubych błędów. Są one tam niewątpliwie, tylko nie mamy sposobu wykrycia ich. Musimy się więc zadawalniać przypuszczeniem, że jest ich więcej między obserwacjami, które dały większe odchylenia, np. większe niż 2σ'' niż między mniejszemi chociaż w naszym wypadku to się nie sprawdza, gdyż jest ich 28 powyżej 2 σ'' t. j. 0,68% (w szeregu „poprawnym“) czyli w stosunku do 584 wszystkich obserwacji 4,8%, podczas gdy podług tablicy prawdopodobieństwa błędów powinno ich być blisko 4,6% czyli mamy prawie teoretyczną zgodność teorji z obserwacją.

Dochodzimy więc do wniosku, że aż do różnicy 1,02% cukru między dwoma określeniami cukru w jednym buraku *w badanym obecnie szeregu analiz* nie mamy dostatecznej podstawy do podejrzewania obecności grubego błędu i za najprawdopodobnieszą cukrowość w takich wypadkach winniśmy uznawać średnią arytmetyczną z obydwóch analiz. Gdzie różnica wynosi więcej niż 1.02%, tam mamy większe prawdopodobieństwo, że wchodzi w grę „gruby błąd“ niż że go nie ma, średnia arytmetyczna więc z takich dwóch oznaczeń nie jest w większości wypadków najprawdopodobniejszą wartością szukanej wielkości, i dlatego albo takich analiz nie uwzględniamy wcale, alboteż robimy w razie potrzeby i możności trzecią analizę dla sprawdzenia.

Dalej, jako błąd średni średnich arytmetycznych, przyjętych jako nieobarczone grubymi błędami analiz, przyjmujemy: dla tych analiz, których błąd średni średniej arytmetycznej (a więc połowa różnicy między dwiema analizami) przenosi ogólny błąd średni znaleziony dla całego szeregu, połowę różnicy, dla tych zaś, których połowa różnicy jest mniejszą niż ogólny dla całego szeregu błąd średni, przyjmujemy ten ogólny błąd.

W naszym więc przykładzie przedstawi się to cyfrowo w następujący sposób: „średnie odchylenie“ różnic między dwiema obserwacjami $\sigma'' = \pm 0{,}34\%$ cukru, a więc „średnie odchylenie“ pozornego błędu pojedynczego oznaczenia $= \frac{\sigma''}{2} = \pm\ 0{,}17\%$ cukru. Że zaś błąd średni średniej arytmetycznej równa się średniemu błędowi pojedynczego oznaczenia dzielonemu przez $\sqrt{n}$, więc przy dwóch oznaczeniach, jak w naszym wy-

padku, za ogólny błąd średni średnich arytmetycznych można przyjąć $\pm \frac{0{,}17\%}{\sqrt{2}} = \pm 0{,}12\%$ cukru.

Wobec tego dla przeciętnych wyników analiz przytoczonych powyżej przyjmiemy następujące błędy średnich:

Nr. bieżący	12601	przeciętna	cukrowość:	18,55 ± 0,20
	12602	„	„	17,55 ± 0,35
	12603	„	„	17,08 ± 0,12
	12604	„	„	18 00 ± 0,12
	12605	„	„	16,20 ± 0,15
	12606	„	„	17,90 ± 0,12
	12607	„	„	18,55 ± 0,13
	12608	„	„	18,38 ± 0,23
	12609	„	„	17,35 ± 0,12
	12610	„	„	18,63 ± 0 17
	12611	„	„	18,03 ± 0,13

Ponieważ dla Nr. 12610 mamy tylko jedną analizę, więc przyjęliśmy dla niej jako najprawdopodobniejszy błąd średni, średnią wartość błędu znalezioną dla całego szeregu (to jest ± 0,17%).

Wogóle trzeba zauważyć, że podany w tym przykładzie szereg analiz jest wyjątkowo zły, t. j. czy z powodu szybkiego tempa pracy, czy złego dozoru, średni błąd i procent grubych błędów są wyjątkowo wysokie. Normalnie „średnie odchylenie różnic" waha się między 0,20 a 0,26%.

Oczywiście podczas analiz selekcyjnych nie przeprowadza się każdorazowo całego przytoczonego rozumowania: co jakiś czas oblicza się tylko średnie odchylenie różnic dla sprawdzenia, czy nie przekraczają one tych uważanych za normalne granic. Za granice różnic, powyżej których uważa się obserwacje za obciążone grubym błędem, przyjmuje się trzykrotną wielkość tych normalnych średnich odchyleń, a więc 0,6 do co najwyżej 0,8% cukru. Jednem słowem na podstawie ogromnej ilości obserwacyj ma się już raz na zawsze obliczone „normy", a powtarzane co jakiś czas obliczenia „średnich odchyleń" mają na celu tylko kontrolę dokładności roboty.

Może ktoś z czytelników, odczytując podany w tym przykładzie szereg rozdzielczy błędów, być zdziwionym, dlaczego jest on jednostronny t. j. w najwyższym stopniu niesymetryczny i ma maximum częstotliwości nie w środku jak krzywa na str. 9 (Rys. 1) lecz na jednym z krańców (dla klasy 0 różnic). Przyczyna tego leży w chęci uniknięcia niepotrzebnej pisaniny. Ponieważ mamy tu średnie arytmetyczne z dwóch obserwacji, więc oczywiście „błędy pozorne" dla każdej pary obserwacji są między sobą równe pod względem bezwzględnej wielkości a różnią się tylko znakiem. Każdej więc liczbie błędów danej

wielkości ze znakiem + odpowiada ściśle ta sama liczba błędów tejże wielkości ze znakiem —. Otrzymujemy więc oczywiście ściśle tę samą wielkość dla σ czy ją obliczymy dla całego szeregu leżącego po obu stronach zera, a więc w naszym wypadku dla 1200 „błędów pozornych" dodatnich i ujemnych, czy też dla połowy szeregu, t. j. 600 błędów leżącej po jednej stronie zera, gdyż $\frac{\Sigma v^2}{n} = \frac{{}^1/_2 \Sigma v^2}{{}^1/_2 n}$. Zmniejsza nam to robotę o połowę. Dlaczego zaś zamiast szeregu „błędów pozornych" wzięliśmy szereg „różnic", to objaśniłem już poprzednio.

Pozostaje jeszcze pytanie: czy w badanym przez nas szeregu analiz niema błędów systematycznych. Błędy te mogą być dwojakiej natury: mogą wynikać albo z metody chemicznej czy fizycznej, albo z niedokładności przyrządów, jak wag, kolbek a przedewszystkiem polarymetru. Zdanie sobie sprawy z tych błędów jedynie drogą badania statystycznego wyników jest w większości wypadków niemożliwe i zresztą zbyteczne, gdyż do tego mamy bezpośrednie metody, na których opis nie tu jest miejsce. W naszym wypadku samo istnienie błędu systematycznego, o ile on jest *stałym* (por. § 17) albo zmiennym w niewielkim (w odniesieniu do celów naszych) stopniu, nie pociąga złych skutków, gdyż wszystkie analizy, o których porównanie między sobą nam chodzi, są nim w jednakowym stopniu obciążone. Natomiast bardzo szkodliwym byłby błąd systematyczny obciążający tylko część analiz, a więc wynikający z nierówności kolbek, niedokładności niektórych wag lub różnych sposobów wykonywania roboty przez poszczególne partje pracowników.

Jak te źródła błędów wyśledzić, i usunąć, to już kwestja niejako kazuistyki selekcyjnej i zmysłu spostrzegawczego oraz organizacyjnego kierowników.

Przykład 20-ty. Mamy doświadczenie wazonowe nad wpływem ilości nasion w wazonie (czyli gęstości siewu) na plon ogólny (ziarna i słomy).

W wazonach cynkowych, wylanych wewnątrz parafiną, wysokości 23 cm, średnicy w świetle 20,5 cm (a zatem powierzchni $\frac{1}{305000}$ ha), napełnionych równemi na wagę ilościami ziemi próchniczno-piaskowej, z dodatkiem do każdego wazona superfosfatu, soli potasowej i saletry sodowej w dawkach, odpowiadających podwójnym pełnym dawkom nawozowym, wysadzono po 8, 14 i 19 ziarn owsa Tartarking. Ziarno dobrano wielkością tak, że różnice w ich ciężarze jednostkowym znikome. Każdy człon doświadczenia powtórzony 5 razy. Woda w ciągu wegetacji zadawana b. obficie do stałej wagi naczynia, tak że to wyrównywało niejednakowe wyparowanie.

Spostrzeżenia w czasie wegetacji: *początek kłoszenia* w najgęstszych wazonach 19 czerwca; tegoż dnia początek kłoszenia w dwóch wazonach z czternastu ziarnami; początek kłoszenia w wazonach z najrzadszym siewem – 25 czerwca *Dojrzałość i zbiór:* w wazonach z 19-tu ziarnami 23 do 27 lipca, z 14-tu ziarnami od 27. VII do 2 sierpnia, z 8-ma ziarnami — od 3 do 7. sierpnia.

W wazonach z największą gęstością przepadło ogółem 6 roślin t. j. 6,8%, w wazonach z 14-stu ziarnami — 1 roślina t. j. 1.4%, w wazonach z 8 ziarnami — żadna.

Zestawienie wyników:

Serja	Nr. wazonu	Ilość ziarn posianych	Ilość roślin pozostałych przy życiu	plon ziarna i słomy g	Odchylenia od średniej v	Kwadraty odchyleń v²
	3	19	16	63,39	—1,4	1,96
A.	9	„	19	71,10	+6,3	39,69
	15	„	18	62,84	—2,0	4,00
	21	„	17	59,78	—5,0	25,00
	27	„	19	66,93	+2,1	4,41
	średnio z 1 wazona			64,81 ± 1,95		$\Sigma v^2 = 75{,}06$

$$m_M = \sqrt{\frac{\Sigma v^2}{n(n-1)}} = \sqrt{\frac{75.06}{5.4}} = \pm 1{,}95$$

Serja	Nr. wazonu	Ilość ziarn posianych	Ilość roślin pozostałych przy życiu	plon ziarna i słomy g	Odchylenia od średniej v	Kwadraty odchyleń v²
	1	14	14	66.03	+5,1	26,01
	7	„	13	64,89	+4,1	16.81
B.	13	„	14	51,48	—9,4	88,36
	19	„	14	63,10	+2,2	4,84
	25	„	14	58,78	—2,1	4,41
	śred. z 1 wazona			60,90 ± 2,65		$\Sigma v^2 = 140{,}43$

$$m_M = \sqrt{\frac{140{,}43}{5.4}} = \pm 2{,}65$$

Serja	Nr. wazonu	Ilość ziarn posianych	Ilość roślin pozostałych przy życiu	plon ziarna i słomy g	Odchylenia od średniej v	Kwadraty odchyleń v²
	4	8	8	62,81	+4,8	23·04
	10	8	8 } przez pomył. złączono	57,02 }	—1,0	1,00
C.	16	8	8 }	57,02 }		
	22	8	8	53,56	—4,4	19,36
	28	8	8	59,71	+1,7	2,89
	śred. z 1 wazona			57,98 ± 1,96		$\Sigma v^2 = 46{,}29$

$$m_M = \sqrt{\frac{46{,}29}{4.3}} = \pm 1{,}96$$

Brakujące rośliny zginęły w bardzo wczesnych stadjach doświadczenia, tak, że ich ubytek mógł wpłynąć na plon pojedynczych roślin w odnośnych naczyniach. Przy obliczaniu jednak średnich arytmetycznych uwzględniać tego nie możemy, gdyż dla największych gęstości otrzymalibyśmy szeregi z jednego powtórzenia (dla 16, 17 i 18) lub dla dwóch, a wiemy,

że doświadczenia w jednem powtórzeniu nie mają żadnego znaczenia. Obliczyliśmy więc średnie dla grup po 8 roślin, po 13 do 14-stu i po 16 do 19-stu jak również i ich błędy średnie.

Z porównania plonu serji A (przeciętna ilość roślin 17,8) z serją B (13,8 roślin) otrzymujemy różnicę

$$(64,81 \pm 1,95) - (60,90 \pm 2,65) = 3,91 \pm 3,29$$

Różnica między plonami, otrzymanymi przy tych dwóch gęstościach wynosi tylko 1,19 swego błędu średniego, istnieje więc 11,7 szans na 100 (por. § 8 i przykład 2-gi), że w rzeczywistości większa gęstość powinna była dać plon niższy niż mniejsza.

Porównanie serji B z serją C daje nam podobny lecz jeszcze gorszy wynik

$$(60,90 \pm 2,65) - (57,98 \pm 1,96) = 2,92 \pm 3,30$$

Mogliśmy więc wyciągnąć z doświadczenia wniosek, że powiększenie plonu w miarę powiększania gęstości (w danych granicach) nie jest wcale dowiedzione, i z tego typu wnioskowaniem spotykamy się bardzo często w nowszej literaturze doświadczalnej. Otóż wniosek taki byłby najzupełniej błędny, a to z następujących powodów: po pierwsze, chociaż z porównania każdych dwóch najbliższych siebie serji wypada rzeczywiście, że mamy w pierwszym wypadku prawdopodobieństwo 11,7 : 100, że powiększenie gęstości nie spowodowało podniesienia plonu, w drugim zaś prawdopodobieństwo 18,9 : 100 (gdyż różnica równa się tylko 0,88 swego błędu średniego), to jednak spotkanie się w dwóch doświadczeniach tego samego szeregu nadwyżek plonów w wazonach z większą ilością roślin powiększa prawdopodobieństwo, że nie jest to dziełem przypadku. A mianowicie, jeżeli w doświadczeniu A—B prawdopodobieństwo, że wynik ten (powiększenie plonu) było wynikiem czystego losowego wypadku, a nie zwiększonej gęstości, wynosi $\frac{11,7}{100}$, a także prawdopodobieństwo dla doświadczenia B — C $\frac{18,9}{100}$, to prawdopodobieństwo spotkania się takich dwóch losowych przypadków wynosi w myśl znanego prawa prawdopodobieństwa:

$$\frac{11,7}{100} \cdot \frac{18,9}{100} = \frac{221,1}{10000},$$

t. j. tylko około 2,2 na 100.

Potwierdza nam to porównanie serji A z C.

$$(64,81 \pm 1,95) - (57,98 \pm 1,96) = 6,83 \pm 2,76.$$

Różnica równa się tu 2, 47*m*, a więc prawdopodobieństwo, że różnica ta jest o 6,83 za wielka wynosi 50,0 — 49,3 = 0,7 na 100. Wielkość ta jest mniejsza niż otrzymana przy obliczeniu pośredniem (z A—B i B—C), gdyż przy tem ostatniem psuje nam wysoki błąd średni serji B.

Tak więc możemy na podstawie tego doświadczenia przyjąć z prawdopodobieństwem mniejwięcej 100 do 1 (lub 2), że w granicach między 8 a 19 roślin na $\frac{1}{305000}$ hektara odmiany Tartarking przy dostatecznej ilości P_2O_5, K_2O, N i wody, tak, że żaden z tych składników nie znajdował się w minimum i przy warunkach meteorologicznych (ciepło i ilość energji świetlnej) takich, jakie panowały w roku i miejscu wykonania doświadczenia (Kraków, rok 1922), powiększenie gęstości podwyższa plon.

Możemy w naszym wypadku obliczyć wynik doświadczenia jeszcze innym sposobem, a mianowicie zapomocą *współczynnika korrelacji.* W tym celu układamy liczby otrzymane z doświadczenia w tablicę korrelacji (tabl. 4). tak, że kolumny pionowe odpowiadają plonom w gramach (zgrupowanym w klasy po 1,0 g) a poziome liczbie roślin w naczyniu. Liczba członów szeregu jest zbyt mała, żeby można było dokładnie obliczyć czy korrelacja jest tu prostolinijna czy nie, (§ 29) jednak ogólny układ tablicy jak i stosunek różnic między A—B i B—C nie przemawiają przeciw prostolijności, przeto przystępujemy do obliczenia współczynnika korrelacji. Obszerniej ten przedmiot omówię w dopełnieniach, tutaj więc przedstawię tylko sposób techniczny wykonania rachunku.

Współczynnik korrelacji (r) równa się sumie iloczynów z odchyleń każdego człona szeregu od średnich arytmetycznych dwóch cech, korrelację między któremi badamy, dzielonej przez iloczyn z obu wskaźników zmienności obydwóch cech i liczby członów. Jeżeli jedną z cech oznaczymy I a drugą II, to:

$$r = \frac{\Sigma\, x_I \;\; x_{II}}{n.\; \sigma_I \;\; \sigma_{II}}$$

Że jednak dokładne obliczenie wielkiej ilości iloczynów odchyleń od średnich arytmetycznych będących zwykle liczbami z paru lub kilku znakami dziesiętnymi, jest bardzo uciążliwem przy wykonywaniu tego w sposób zwykły, szkolny, więc uciekamy się tu do skróconej metody rachunkowej, którą stosujemy również do obliczania średnich arytmetycznych i wskaźników zmienności (wzgl. błędów średnich). Postępujemy jak następuje (umotywowanie podaję w dopełnieniach):

Wszystkie warjanty (poszczególne obserwacje) grupujemy w klasy, tem ciaśniejsze im o większą ścisłość nam chodzi. Klasy te oznaczamy kolejnemi liczbami: 1, 2, 3 i t. d. Jedną z tych klas, w zasadzie którąkolwiek, lecz dla wygody najbliższą przypuszczalnej średniej arytmetycznej, przyjmujemy za

„klasę środkową“ albo „zerową“ i wielkość warjantów przedstawiamy jako odchylenia poszczególnych klas od klasy zerowej, co nam daje jedno lub conajwyżej dwucyfrowe całe liczby, które nazywamy „odchyleniami klasowemi“ łatwe do mnożenia i podnoszenia do drugiej potęgi. Jeżeli środkowy wymiar klasy przyjętej za zerową wypada ściśle na średniej arytmetycznej szeregu, to, oczywiście, obliczone z „odchyleń klasowych“ wskaźniki zmienności będą równe prawdziwym, a tylko wyrażone w innych jednostkach, mianowicie w jednostkach wielkości jednej klasy; w takim razie również możemy obliczyć współczynnik korrelacji wprost z wzoru $\sqrt{\frac{\Sigma v^2}{n}}$. Ten pomyślny wypadek zdarza się jednak bardzo rzadko i dlatego obliczone z odchyleń klasowych wskaźniki i współczynniki korrelacji różnią się od rzeczywistych o pewną wielkość, którą trzeba przy ich obliczeniu wprowadzić jako poprawkę. Samo się przez się rozumie, że wielkość tej poprawki jest funkcją wielkości różnicy pomiędzy średnią wartością klasy, przyjętej za zerową, a rzeczywistą średnią arytmetyczną szeregu. Różnicę tę nazywamy *„odchyleniem klasy zerowej“* i oznaczamy symbolem ν*, idąc za K. Pearsonem; (inni autorowie używają symbolów *b* albo ξ** lub *d*). Jeżeli klasę zerową oznaczymy symbolami v_0, a inne klasy symbolami v_1, v_{-1}, v_2, v_{-2}, i t. d. albo wogóle v, to:

$$\text{średnia arytmetyczna } M = v_0 + \nu \qquad (32)$$

$$\text{wskaźnik zmienności } \sigma = \sqrt{\frac{\Sigma (v - v_0)^2}{n} - \nu^2} \qquad (33)$$

$$\text{a współczynnik korrelacji } r = \frac{\Sigma (v_I - v_{0I})(v_{II} - v_{0II}) - n\,\nu_I\,\nu_{II}}{n\,\sigma_I\,\sigma_{II}} \qquad (34)$$

Ponieważ większa część warjantów (wyrażonych w odchyleniach klasowych) występuje wielokrotnie, więc zamiast sumować ich iloczyny, mnożymy przez liczbę wypadków, w których występują' czyli przez ich częstotliwości (*f*). Jeżeli dla skrócenia odchylenia klasowe $v_i - \nu_0$ oznaczymy symbolem u, to ostatni wzór przybierze postać

$$r = \frac{\Sigma f\, u_I \,.\, u_{II} - n\,\nu_I\,\nu_{II}}{n\,\sigma_I\,\sigma_{II}} \qquad (34^a)$$

Przystąpmy teraz do obliczenia wyników naszego doświadczenia.

Zacznijmy od szeregu plonów, które zgrupowaliśmy w klasy jednogramowe; za klasę zerową przyjęliśmy klasę „61“ a więc 11-stą. Wszystkie wielkości, odnoszące się do tego szeregu, będziemy oznaczali liczbą rzymską I.

---

* litera greckiego alfabetu; czytaj: „ni“.
** „ „ „ „ „ksi“.

Tablica 4-ta Korrelacja między ilością roślin w wazonie a plonem suchej masy.

II ilość roślin	I plon u_I	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64	65	66	67	68	69	70	71	f_{II}
	u_{II}	−10	−9	−8	−7	−6	−5	−4	−3	−2	−1	0	+1	+2	+3	+4	+5	+6	+7	+8	+9	+10	
8	−6				1			1			1			1									4
9	−5																						—
10	−4					A											B						—
11	−3																						—
12	−2																						—
13	−1															1							1
14	0	1								1				1			1						4
15	+1																						—
16	+2													1									1
17	+3					D					1							C					1
18	+4													1									1
19	+5																	1				1	2
f_I =		1	—	—	1	—	—	1	—	1	2	—	—	4	—	1	1	1	—	—	—	1	n=14

M_I (przeciętny plon z 1 wazona) = 61,571 g.
σ_I (wskaźnik zmienności plonów) = ±5,061 g.
ν_I (odchylenie M_I od klasy zerowej) = +0,571 g.
M_{II} (przeciętna liczba roślin w wazonie) = 13,582
σ_{II} (wskaźnik zmienności liczby roślin) = ±3,951
ν_{II} (odchylenie M_{II} od klasy zerowej) = −0,428

$$r = \frac{\Sigma f u_I u_{II} - n.\nu_I \nu_{II}}{n \cdot \sigma_I \cdot \sigma_{II}} = \frac{+145 + 14.0,571 \cdot 0,428}{14 \cdot 5,06.3,95} =$$

$$= + \frac{148,42}{279,9} = +0,530 \pm 0,192$$

Przeciętna wartość klasy w_I	Kolejna liczba klasy $kl.$	Częstotliwość f	Odchylenia klasowe u	Iloczyny odch. klas. przez częstotliwość $u.f.$	Kwadraty odchyleń klasowych u^2	Iloczyny kwadratów odchyleń przez częstotliwość $u^2 f$
51	1	1	— 10	— 10	100	100
52	2	—	— 9	—	81	—
53	3	—	— 8	—	64	—
54	4	1	— 7	— 7	49	49
55	5	—	— 6	—	36	—
56	6	—	— 5	—	25	—
57	7	1	— 4	— 4	16	16
58	8	—	— 3	—	9	—
59	9	1	— 2	— 2	4	4
60	10	2	— 1	— 2	1	2
61	11	—	0	—	0	—
62	12	—	+ 1	—	1	—
63	13	4	+ 2	+ 8	4	16
64	14	—	+ 3	—	9	—
65	15	1	+ 4	+ 4	16	16
66	16	1	+ 5	+ 5	25	25
67	17	1	+ 6	+ 6	36	36
68	18	—	+ 7	—	49	—
69	19	—	+ 8	—	64	—
70	20	—	+ 9	—	81	—
71	21	1	+ 10	+ 10	100	100
		$n = 14$		$\Sigma uf = +33 - 25 = 8$		$\Sigma u^2 f = 364$

$$v_I = \frac{\Sigma u f}{n} = \frac{8}{14} = 0{,}571 \qquad \frac{\Sigma u^2 f}{n} = 26{,}000$$

$$M_I = 61 + 0{,}571 = 61{,}571 \text{ g.} \quad \sigma = \sqrt{26{,}000 - 0{,}571^2} = \pm 5{,}071 \text{ g}$$

(Jednostka klasowa równa się tu jednemu gramowi, wielkości więc v_I i σ_I otrzymane w jednostkach klas mogą być odrazu bez przerachowania pisane w gramach).

Zróbmy te same obliczenia dla drugiego szeregu, t. j. dla ilości roślin w wazonie.

w_{II}	Kl.	f	u	u f	u^2	$u^2 f$
8	1	4	— 6	— 24	36	144
9	2	—	— 5	—	25	—
10	3	—	— 4	—	16	—
11	4	—	— 3	—	9	—
12	5	—	— 2	—	4	—
13	6	1	— 1	— 1	1	1
14	7	4	0	0	0	—
15	8	—	+ 1	—	1	—
16	9	1	+ 2	+ 2	4	4
17	10	1	+ 3	+ 3	9	9
18	11	1	+ 4	+ 4	16	16
19	12	2	+ 5	+ 10	25	50
		n = 14		Σuf = — 25 + 19 = — 6		$\Sigma u^2 f$ = 224

$$\nu_{II} = \frac{\Sigma u f}{n} = \frac{-6}{14} = -0{,}428 \qquad \frac{\Sigma u^2 f}{n} = \frac{224}{14} = 16{,}000$$

$$\sigma_{II} = \sqrt{16.000 - 0{,}428^2} = \pm 3{,}95$$

Teraz, gdyśmy już zrobili obliczenia pomocnicze, przystąpmy do obliczenia współczynnika korrelacji. W tym celu obliczmy najprzód wyraz $\Sigma f u_I u_{II}$. Robimy to tak, że mnożymy odchylenia klasowe każdego warjanta naszego szeregu od klas zerowych obydwóch badanych cech przez siebie a następnie przez liczbę jego frekwencji, t. j. przez liczbę, oznaczającą, ile razy się w naszym szeregu trafiły warjanty, mające te dwa odchylenia klasowe. W naszym przykładzie to ostatnie mnożenie odpada, gdyż jak to widzimy z tablicy korrelacji każdy warjant spotyka się tylko jeden raz.

Dla łatwiejszego zorjentowania się w tablicy kolumny zawierające obie klasy zerowe są objęte grubemi linjami. Oczywiście wszystkie iloczyny odchyleń klasowych warjantów, znajdujących się w tych kolumnach, są równe zeru. Pozostała część tablicy jest podzielona przez kolumny zerowe na cztery pola, oznaczone literami A, B. C i D. Iloczyny odchyleń warjantów, leżących w polach A i C, jako otrzymane z pomnożenia dwóch wielkości o jednakowych znakach (w polu A — obu ujemnych, z pola B — dodatnich) są dodatnie, a dla warjantów z pól B i D otrzymamy iloczyny ujemne. Wykonajmy działanie:

Pole A	— 6. — 7 = 42	Pole B	— 6.2 = — 12
	— 6. — 4 = 24		— 1.4 = — 4
	— 6. — 1 = 6	Pole D	+ 3. — 1 = — 3
Pole C	2.2 = 4		suma — 19
	4.2 = 8		
	5.6 = 30		$\Sigma f u_I u_{II} = 164 - 19 = 145$
	5.10 = 50		
	suma 164		

Obliczenie innych wyrazów, wchodzących w wzór (34) nie wymaga objaśnień: wstawiamy za symbole ich wartości, a więc za n — 14, za ν_I — $+0{,}571$, za ν_{II} — $-0{,}428$, za σ_I — $\pm 5{,}07$, za σ_{II} — $\pm 3{,}95$ i wykonujemy działania, których rezultatem jest, żeśmy dla współczynnika korrelacji trzymali wartość $r = +0{,}530$.

Błąd średni współczynnika korrelacji, obliczamy z znalezionego przez Pearsona wzoru, którego dowodu podawać nie będę

$$E_r = \frac{1 - r^2}{\sqrt{n}} = \frac{1 - 0{,}530^2}{\sqrt{14}} = \pm 0{,}192$$

Współczynnik korrelacji jest więc $\frac{0{,}530}{0{,}192} = 2{,}76$ razy większy od swego błędu średniego. Znaczy to, jak nas poucza tablica prawdopodobieństwa błędów, że istnieje prawdopodobieństwo 50,000 — 49,711 = 0,289 na 100, że taka korrelacja między gęstością a plonem nie istnieje, albo, że jest zgoła ujemna. Jestto jednak prawdopodobieństwo tak małe, że praktycznie mamy prawo uznać istnienie takiej korrelacji na podstawie tego jednego doświadczenia za dowiedzione *w warunkach, w których doświadczenie było wykonane.*

Prawdopodobieństwo nieistnienia takiej korrelacji obliczone metodą różnic, a mianowicie przez bezpośrednie porównanie człona A z C, t. j. największej gęstości z najmniejszą, wypadło dwukrotnie większe, mianowicie 0,7 na 100, choć również bardzo małe. Który z tych wyników jest pewniejszy t. j. którą metodą obliczony wynik doświadczenia bardziej zasługuje na wiarę? Według mnie, jeżeli metoda korrelacji daje w tego rodzaju doświadczeniach dla ogólnego wyniku mniejszy błąd średni niż metoda różnic, to wynik tą metodą obliczony jest pewniejszy, gdyż uwzględnia ona odchylenia poszczególnych warjantów w wyższym stopniu. Wprawdzie stosowanie jej ściśle biorąc, daje dokładny wynik tylko w razie korrelacji prostolinijnej, co nie zawsze jest łatwem do stwierdzenia. Ale dzięki właśnie temu metodą tą osiągnięte wyniki stanowią dowód *a fortiori*,

gdyż przy łamanej lub krzywolinijnej korrelacji współczynnik jej obliczony dla badąnej grupy zjawisk, traktowanej jako całość musiałby wypaść niższy.

Mając obliczony współczynnik korrelacji, możemy z niego obliczyć regresję, t j., w danym przykładzie, *o ile* się najprawdopodobniej powiększa plon przy powiększeniu liczby roślin w naczyniu o pewną wielkość.

Jeżeli oznaczymy regresję cechy I do II przez $R_{\frac{I}{II}}$, to

$$R_{\frac{I}{II}} = r \cdot \frac{\sigma_I}{\sigma_{II}} \qquad (35)$$

To znaczy, że miarę powiększania się (lub zmniejszania, zależnie od znaku r) zjawiska I w miarę jak się powiększa lub zmniejsza wymiar zjawiska II, otrzymamy, mnożąc współczynnik korrelacji między temi zjawiskami przez iloraz ich współczynników zmienności.

W naszym więc przykładzie

$$R_{\frac{plon}{gęstość}} = 0{,}526 \cdot \frac{5{,}07}{3{,}98} = 0{,}668$$

Znaczy to, że z każdem podniesieniem liczby roślin o jedną w naczyniu możemy się spodziewać podniesienia plonu o 0,668 klasy, co w naszym przykładzie znaczy tyleż gramów.

Przykład 21. Wilfarth wykonał w stacji doswiadczalnej w Bernburgu doświadczenie wazonowe nad wpływem potasu, zadawanego w różnych postaciach, na plon. W tym celu cztery naczynia nie dostały wcale potasu inne zaś dostały ilości soli potasowych zawierających $23_{,5}$, $47_{,0}$, $70_{,5}$, $94_{,0}$, $188_{,0}$, i $282_{,0}$, jednostki wagowe K_2O. Każda ilość K_2O była zadawana w trojakiej postaci: jako KCL, K_2SO_4 i KNO_3. Inne pożywki były zadane w ilości takiej, żeby się nie znajdowały nigdy w minimum. Rozumie się że naczynia, które otrzymały potas w postaci KNO_3, dostały odpowiednio mniej azotu w innych postaciach. Każdy człon doświadczenia był powtórzony dwukrotnie z wyjątkiem dwóch, czterokrotnie powtórzonych.

Surowe wyniki doświadczenia, t. j. ilość suchej substancji, zebranej z każdego wazonu podaję w następującem zestawieniu.

Bez nawozu potasowego otrzymano następujące plony:

Wazon Nr. 1 — 2,41 g
" " 2 — 2,14 " | przeciętnie 2,41 ± 0,10 (błąd średni pojedynczego wazonu = ± 0,20)
" " 3 — 2,53 "
" " 4 — 2,57 "

Z dodatkiem K_2O: w postaci, względnie ilości:

	KCL		K_2SO_4		KNO_3	
23,5	Nr. 5— 5,46 „ 6— 5,37	5,42 ± 0,05 (± 0,07)	Nr. 7— 5,03 „ 8— 5,44	5,24 ± 0,11 (± 0,16)	Nr. 9 — 4,32 „ 10 — 4,79	4,56 ± 0,23 (± 0,32)
47,0	Nr. 11— 8,96 „ 12— 9,09	9,03 ± 0,06 (± 0,08)	Nr. 13 — 5,12 „ 14— 5,44	5,28 ± 0,16 (± 0,23)	Nr. 15 — 6,54 „ 16 — 6,71	6,63 ± 0,09 (± 0,13)
70,5	Nr. 17— 8,29 „ 18— 11,64	9,97 ± 1,68 (± 2,37)	Nr. 19—13,65 „ 20—13,18	13,42 ± 0,23 (± 0,32)	Nr. 21—10,47 „ 22— 9,43	9,95 ± 0,52 (± 0,73)
94,0	Nr. 23— 15,55 „ 24— 15,10	15,33 ± 0,23 (± 0,32)	Nr. 25—15,54 „ 26—13,99	14,77 ± 0,78 (± 1,10)	Nr. 27—13,43 „ 28—15,72	14,58 ± 1,20 (± 1,69)
188,0	Nr. 29— 20,61 „ 30— 21,89	21,25 ± 0,64 (± 0,90)	Nr. 31—21,24 „ 32—21,95	21,60 ± 0,36 (± 0,51)	Nr. 33—20,95 „ 34—22,05	21,50 ± 0,55 (± 0,78)
282,0	Nr. 35— 25,29 „ 36— 23,54 „ 37— 29,24 „ 38— 30,24	27,08 ± 1,59 (± 3,18)	Nr. 39—23,65 „ 40—23,90	23,78 ± 0,12 (± 0,17)	Nr. 41—23,37 „ 42—25,04	24,21 ± 0,84 (± 1,19)

NB. liczby w nawiasach oznaczają błędy średnie pojedynczych powtórzeń.

Wilfarth nie zastosował do obliczenia wyników swego doświadczenia rachunku prawdopobieństwa błędów, którego zastosowanie w dziedzinie doświadczalnictwa rolniczego zaczynało dopiero w tym czasie stawiać pierwsze kroki. Wnioski swoje wyciągnął on na podstawie zwykłych średnich arytmetycznych. Ponieważ nie chodzi mi tutaj o krytykę dawno przebrzmiałych doświadczeń, wykonanych przez dawno zmarłego zasłużonego badacza, lecz tylko o zilustrowanie nowoczesnych metod wnioskowania na doskonale się do tego nadającym materjale, przeto o wnioskach samego autora mówić nie będę, lecz podam swoje obliczenia i rozumowania.

W tabl. poprzedniej podałem oryginalne wyniki autora, a obok nich, średnie arytmetyczne z dwóch, względnie czterech homologów, błędy średnie tych średnich arytmetycznych i, w nawiasie, błędy średnie pojedynczego powtórzenia.

Zanim przejdziemy do rozpatrywania wyników doświadczenia z punktu widzenia, postawionego sobie przez autora zagadnienia, zastanówmy się, czy nie byłoby korzystniej dla obliczania błędów średnich przedstawić te wyniki nie w liczbach absolutnych lecz w odchyleniach, obliczonych procentowo, jak to, zdaje się z góry, jest wskazane dla plonów (por. §§ 26 i i....)

Ażeby się upewnić, czy w danym wypadku nie zachodzi od tego ogólnego prawa jakiś wyjątek, spowodowany przez jakieś nie przyjęte przez nas w rachubę warunki przebiegu zjawiska, sprawdźmy to przez zbadanie, czy między absolutnymi plonami a absolutnemi ich wahaniami, których miarą są oczywiście błędy średnie pojedynczych plonów (nie średnich arytmetycznych, gdyż te zależą jeszcze i od liczby powtórzeń), zachodzi wyraźna korrelacja.

Robimy to w tablicy 5-ej.

Dla ułożenia tej tablicy plony zostały zgrupowane w klasy po 2 gramy a błędy średnie — po 0,2 g. Zresztą układ i sposób obliczania są te same co w poprzednim przykładzie nie będę ich tu więc objaśniał.

Jak widzimy, współczynnik korrelacji między absolutnemi wielkościami plonów a ich błędami średnimi jest znaczny, przewyższa on 4,2 razy swój błąd średni, korrelacja może być więc uważana za niewątpliwą. Daje nam to pewność, że różnice między homologicznymi członami o wysokich dawkach potasu *powinny* być normalnie większe niż przy niskich dawkach, że więc dla oceny ścisłości wyników błędy średnie winny być obliczane w procentach przeciętnych plonów.

Teraz trzeba zdecydować w procentach czego, w procentach jakiego wzorca, rozumie się zbiorowego, będziemy je

Tablica 5-ta. Korrelacja między absolutnymi plonami a ich błędami średnimi w doświadczeniu Wilfarth'a.

I plony / II Błędy średnie		2,0 do 4,0	4,0 do 6,0	6,0 do 8,0	8,0 do 10,0	10,0 do 12,0	12,0 do 14,0	14,0 do 16,0	16,0 do 18,0	18,0 do 20,0	20,0 do 22,0	22,0 do 24,0	24,0 do 26,0	26,0 do 28,0	
		−5	−4	−3	−2	−1	0	1	2	3	4	5	6	7	f_{II}
0,0 do 0,2	−3	1	2	1	1							1			6
0,2 „ 0,4	−2		2				1	1							4
0,4 „ 0,6	−1			A							1	B			1
0,6 do 0,8	0				1						1				2
0,8 do 1,0	1										1				1
1,0 „ 1,2	2							1					1		2
1,2 „ 1,4	3														—
1,4 „ 1,6	4														—
1,6 „ 1,8	5			D				1				C			1
1,8 „ 2,0	6														—
2,0 „ 2,2	7														—
2,2 „ 2,4	8				1										1
2,4 „ 2,6	9														—
2,6 „ 2,8	10														—
2,8 „ 3,0	11														—
3,0 „ 3,2	12													1	1
f_I =		1	4	1	3	—	1	3	—	—	3	1	1	1	n=19

$\Sigma f u_I u_{II}$: pole A: 15, 24, 9, 6, 16

„ C: 4, 2, 12, 5, 84

+ 177

pole B: −15, − 2, − 4

pole D: −16

−37

$\Sigma u_I u_{II} = 177 - 37 = 140$

$$r = \frac{\Sigma u_I u_{II} - n \nu_I \nu_{II}}{n \sigma_I \sigma_{II}} = \frac{177 - 0{,}475}{290{,}13} = 0{,}609 \pm 0{,}144$$

Obliczanie charakterystyk liczbowych:

Szereg I

f	u	uf	$u^2 f$
1	− 5	− 5	25
4	− 4	− 16	64
1	− 3	− 3	9
3	− 2	− 2	12
—	− 1	− 0	0
1	0	0	0
3	1	3	3
—	2	0	0
—	3	0	0
3	4	12	48
1	5	5	25
1	6	6	36
1	7	7	49
19		$\Sigma uf = 3$	$\Sigma u^2 f = 271$

ν_I = 0,158 kl. = = 0,316 g. σ_I = ± 3,77 kl. = = ± 7,54 g.

M_I = 13,316 g

Szereg II

f	u	uf	$u^2 f$
6	− 3	− 18	54
4	− 2	− 8	16
1	− 1	− 1	1
2	0		
1	1	1	1
2	2	4	8
—	3		
—	4		
1	5	5	25
—	6		
—	7		
1	8	8	64
—	9		
—	10		
—	11		
1	12	12	144
n = 19		$\Sigma uf = 3$	$\Sigma u^2 f = 313$

ν_{II} = 0,158 kl. = = 0,0316 σ_{II} = 4,057 kl. = = 0,8114

M_{II} = 0,7316

Tablica 6-ta. Odchylenia od przeciętnych plonów w poszczególnych wazonach i ich błędy średnie, przy zadawanie K w postaci:

wka K_2O ilości m g	Plon przeciętny z wazona g.	KCl	g.	%		K_2SO_4	g.	%		KNO_3	g.	%	
0	2,41	Nr. 1	± 0,00	± 0.0	0,00 ± 2,01% (± 4,02%)*)								
		„ 2	− 0,27	−11,2									
		„ 3	+ 0,12	+ 5,0									
		„ 4	+ 0,16	+ 6,0									
23,5	5,07	Nr. 5	+ 0,39	+ 7,7	+ 6,80% ± 0,90 (± 1,27)	Nr. 7	− 0,04	− 0,8	+ 3,25% ± 4,05 (± 5,71)	Nr. 9	− 0,75	−14,8	−10,15% ± 4,65 (± 6,56)
		Nr. 6	+ 0,30	+ 5,9		Nr. 8	+0,37	+ 7,3		Nr. 10	− 0,28	− 5,5	
47,0	6,98	Nr. 11	+ 1,98	+28,4	+ 29,30% ± 0,90 (± 1,27)	Nr. 13	−1,86	−26,6	− 24,35% ± 2,25 (± 3,17)	Nr. 15	− 0,44	− 6,3	− 5,05% ± 1,25 (± 1,76)
		Nr. 12	+ 2,11	+30,2		Nr. 14	−1,54	−22,1		Nr. 16	− 0,27	− 3,8	
70,5	11,09	Nr. 17	−2,80	− 25,2	− 10,10% ± 15,10 (± 21,29)	Nr. 19	+2,46	+22,2	+ 20,50% ± 1,70 (±2,40)	Nr. 21	− 0,62	− 5,6	− 10,30% ± 4,70 (± 6,63)
		Nr. 18	+0,55	+ 5,0		„ 20	+2,09	+18,8		„ 22	− 1,66	−15,0	
94,0	14,88	Nr. 23	+0,67	+ 4,5	+ 3,00% ± 1,50 (± 2,12	Nr. 25	+0,66	+4,4	− 0,80% ± 5,20 (± 7,33)	Nr. 27	− 1,45	− 9,7	− 2,05% ± 7,65 (± 10,79)
		Nr. 24	+0,22	+ 1,5		„ 26	−0,89	−6,0		„ 28	+ 0,84	+ 5,6	
188,0	21,45	Nr. 29	−0,84	− 3,9	− 0,90% ± 3,00 (± 4,23)	Nr. 31	−0,21	−1,0	+ 0,65% ± 1,65 (± 2,33)	Nr. 33	− 0,50	− 2,3	+ 0,25 ± 2.55 (± 3,60)
		„ 30	+0,44	+ 2,1		„ 32	+0,50	+2,3		„ 34	+ 0,60	+ 2,8	
282,0	25,02	Nr. 35	+2,33	+ 9,32	+ 15,95% ± 6,77 (±13,52)	Nr 39	−1,37	−5,48	− 4,98% ± 0,50 (± 0,71)	Nr. 41	− 1,65	− 6,6	−3, 30 ± 3,30 (± 4,65)
		„ 36	+0,58	+ 0,23		„ 40	−1,12	−4,48		„ 42	+ 0,02	+ 0,0	
		„ 37	+6,28	+25.13									
		„ 38	+7,28	+29,23									

*) Wszystkie wazony tego szeregu nie dostały wcale nawozu potasowego.

Tabl. 7-ma. Korrelacja między absolutnymi plonami a ich średnimi błędami wyrażonymi w procentach przeciętnych plonów.

I plony g. / II Błędy średnie %		2,0 do 4,0	4,0 do 6,0	6,0 do 8,0	8,0 do 10,0	10,0 do 12,0	12,0 do 14,0	14,0 do 16,0	16,0 do 18,0	18,0 do 20,0	20,0 do 22,0	22,0 do 24,0	24,0 do 26,0	26,0 do 28,0	f_{II}
		−5	−4	−3	−2	−1	0	1	2	3	4	5	6	7	
0 do 2	−2		1	1	1							1			4
2 „ 4	−1		1	A			1	1		B	2				5
4 „ 6	0	1	1								1		1		4
6 „ 8	1		1		1			1							3
8 „ 10	2														—
10 „ 12	3							1							1
12 „ 14	4			D							C			1	1
14 „ 16	5														—
16 „ 18	6														—
18 „ 20	7														—
20 „ 22	8				1										1
f_{II} =		1	4	1	3	—	1	3	—	—	3	1	1	1	n=19

Charakterystyki liczb szeregu I (por. tabl. 6-stą).

$M_I = 13,316$ g.

$\nu_I = 0,158$ Kl. $= 0,316$ g.

$\sigma_I = \pm 3,77$ Kl. $= \pm 7,54$ g.

Obliczenie charakterystyk liczbowych szeregu II

f	u	uf	u^2f
4	−2	−8	16
5	−1	−5	5
4	0	0	0
3	1	3	3
—	2	0	0
1	3	3	9
1	4	4	16
—	5	0	0
—	6	0	0
—	7	0	0
1	8	8	64
n = 19		$\Sigma uf = 5$	113

$\nu_{II} \frac{5}{19} = 0,263$ kl $= 0,526\%$

$\sigma_{II} = \pm 2,43$ kl. $= 4,86\%$

$M_{II} = 5,526\%$

$\Sigma f u_I u_{II}$: pole A + 8
6
4
4
pole C 1
3
28
+ 54

pole B − 10
− 1
− 8
pole D − 4
− 2
− 16
− 41

$\Sigma f u_I u_{II} = 54 - 41 = 13$

$$r = \frac{\Sigma f u_I u_{II} - n \nu_I \nu_{II}}{n \sigma_I \sigma_{II}} = \frac{13 - 0,779}{174,04} = +0,070 \pm 0,228$$

obliczać. Gdyby postawione przy zakładaniu doświadczenia pytanie brzmiało: o ile podnoszą plon różne ilościowe dawki K_2 O, to możnaby (choć co do tego można mieć różne zdania) za wzorzec zbiorowy przyjąć przeciętny plon z wszystkich dawek.

Ponieważ jednak w naszym przykładzie mamy otrzymać w pierwszym rzędzie odpowiedź na pytanie: czy istnieją i jakie mianowicie różnice w działaniu tych samych, ilościowo, dawek K_2 O, zadawanych w różnych związkach, więc jako podstawę do obliczeń przyjmiemy średnie arytmetyczne wszystkich poziomych (na naszej tablicy) analogicznych członów, t. j. wszystkich członów, które dostały jednakowe ilościowo dawki K_2 O.

Lecz tu stajemy znowu wobec nowego dylematu: w ostatnim poziomym szeregu, w którym są podane plony przy najwyższych dawkach K_2 O, dla KCl mamy 4 dane, podczas gdy dla K_2SO_4 i KNO_3 tylko po 2. Czy więc średnią arytmetyczną obliczyć dla wszystkich wazonów tego szeregu, traktowanych indywidualnie, a więc jako średnią z 8-miu oddzielnych wazonów, czy też dla trzech analogicznych członów doświadczenia, uważanych każdy poszczególnie jako składnik średniej arytmetycznej, a więc dla trzech średnich arytm; 27,08, przeciętnej z czterech i 23,78 i 24,21 z których każda jest przeciętną z dwóch? Różnica między obliczonymi tymi dwoma sposobami średnimi arytm. jest dosyć poważna: średnia z 8 wazonów = 25,53 g., średnia z trzech średnich arytmet. = 25,02 g.

Gdybyśmy z góry wiedzieli, że forma, w której K jest podawany roślinom jest obojętna, to różnice między plonami wszystkich wazonów wszystkich analogicznych pod względem ilościowym wazonów byłyby tylko błędami doświadczalnymi, wszystkie plony zatem równorzędne i należałoby wybrać pierwszą z tych dróg. Ponieważ my z góry o tem nie wiemy i dopiero robimy obliczenia dla dowiedzenia się, czy tak jest, przeto musimy wybrać drogę drugą t. j. jako średnią arytm. szeregu „282,0“ przyjąć 25,02.

Po zrobieniu przeliczenia na powyższych podstawach otrzymamy wyniki doświadczenia w następujacej postaci (tabl. 6-ta).

Sprawdźmy teraz, czy otrzymane przez nas procentowe wielkości odchyleń są rzeczywiście, jakeśmy się tego spodziewali mniej zależne od wielkości absolutnej, plonów, niż takież odchylenia wyrażone w liczbach absolutnych. Czynimy to w tablicy 7-mej, której układ jest identyczny zkładem tablicy 5-tej, z tą różnicą, że jako szereg II przyjęte są odchylenia w procentach plonów (tabl. 7-ma).

Z tablicy tej otrzymaliśmy dla dla współczynnika korelacji wielkość $r = +0{,}070$, t. j. praktycznie biorąc, równą zeru. Moglibyśmy więc z całą pewnością twierdzić, że wielkość błędów w naszem doświadczeniu nie jest funkcją wielkości

plonów, gdyby ta wielkość korrelacji była obciążona mniejszym błędem średnim. Wobec tego jednak, że wskutek małej ilości obserwacji ($n = 19$) błąd średni współczynnika korrelacji, obliczony z wzoru

$$m_2 = \frac{1 - r^2}{\sqrt{n}} = \pm \frac{1 - 0{,}0049}{4{,}36} = \pm 0{,}228$$

wypada stosunkowo bardzo wielki, możemy nieistnienie korrelacji w danym wypadku uważać tylko za najprawdopodobniejsze, ale nie za pewne. Ponieważ jednak ta zbliżona do O wielkość współczynnika korrelacji jest zgodna i z naszymi a priori i w inny sposób wyprowadzonymi wnioskami, ponieważ wielkość ta jest zgodna z innymi licznymi analogicznymi faktami, zaobserwowanymi gdzieindziej, przeto „prawdopodobieństwo" prawdziwości ogromnie wzrasta, co nas upoważnia do wykonania dalszych obliczeń w założeniu, że stosunek wielkości odchyleń plonów od plonu przeciętnego do absolutnej wielkości plonów jest od tej wielkości niezależny. Dzięki temu możemy wyniki wszystkich analogicznych członów pionowych (t. j. z jednakową formą potasu) wyrażone procentowo, uważać za równorzędne, ich różnice między sobą za proste fluktuanty czyli błędy i średnie arytmetyczne z tych pionowych szeregów dadzą nam stosunek procentowy wpływu różnych form, w której zadajemy pożywkę potasową.

Że jednak różne człony tych szeregów, t. j. średnie arytmetyczne z dwóch, względnie czterech powtórzeń tej samej kombinacji są obciążone różnej wielkości błędami średnimi, przeto zwykła średnia arytmetyczna nie oddałaby nam prawdziwego, a ściśle mówiąc, najprawdopodobniejszego stanu rzeczy: koniecznem jest w tym wypadku obliczyć *średnią arytmetyczną ważoną*. Co ona oznacza i jak się oblicza, również jak jej błąd średni, objaśniłem w § 12-ym i przykładzie 6-tym, w tem miejscu więc zadowolnię się podaniem obliczenia takiej średniej ważonej i jej błędu dla pierwszego pionowego szeregu (t j. dla plonów otrzymanych przy użyciu K Cl) bez żadnych komentarzy. Obliczenie to wygląda jak następuje:

Wielkość dawki K_2O g	l = Odchylenie plonów od śr. arytm. szeregu poziomego w %	m = błędy średnie l	m^2	p = ważności = $\frac{1}{m^2}$	pl	$v = l - M_p$	v^2	$v^2 p$
23,5	+6,8	± 0,9	0,81	1,234	+ 8,39	−8,0	64,00	78,98
47,0	+ 29,3	± 0,9	0,81	1,234	+36,16	+14,5	210,25	259,35
70,5	− 10,1	± 15,1	228,01	0,004	−0,04	−24,9	620,01	24,80
94,0	+ 3,0	± 1,5	2,25	0,444	+1,33	−11,8	139,24	61,82
188,0	− 0,9	± 3,0	9,00	0,111	−0,10	−15,7	246,49	27,36
282,0	+ 15,95	± 6,77	45,83	0,022	+0,32	+1,10	1,21	0,03

$\Sigma p = 3,049$

$\Sigma pl = + 45,06$

$\Sigma p v^2 = 452,34$

$$M_p = \frac{+ 45,06}{3,05} = + 14,84\%$$

$$m_{M_p} = \sqrt{\frac{\Sigma p v^2}{(n-1) \Sigma p}} = \pm 5,45$$

Dawki potasu w formie KCl dały nam więc w porównaniu z przeciętnemi takichże ilościowo dawek K_2O w różnych (trzech) postaciach nadwyżkę plonu 14,84% $\pm$ 5,45.

W ten sam sposób obliczone przeciętne plony dla dwóch innych form potasu dały nam:

dla K_2SO_4 — 0,00% $\pm$ 3,82

dla KNO_3 -- 4,99% $\pm$ 4,38

NB nie ręczę, czym się w obliczeniach nie pomylił. Czytelnik raczy je sprawdzić i w razie znalezienia błędu, łaskawie mi o tem donieść.

Może czytelnika uderzyć, że suma algebraiczna wyników nie jest, jakby się tego pozornie należało spodziewać, równa zeru. Niezależnie od możliwej drobnej omyłki w obliczeniu, tłómaczy się to tem, że obliczaliśmy odchylenia, przeliczone następnie na procenty od prostych średnich arytmetycznych, otrzymywanych dla każdego szeregu poziomego bez uwzględnienia błędów średnich każdego człona. Gdybyśmy byli dla każdego szeregu obliczyli średnią arytmet. ważoną i od niej obliczali odchylenia, to średnie te byłyby z wyjątkiem ostatniej (przy użyciu 282 g.) wyższe niż *proste średnie* arytm. Różnice między niemi, obliczone w procentach prostych średnich, wynoszą od — 4,7% do + 21,5%, w przecięciu + 8,2%, co wprawdzie nie odpowiada ściśle średniej arytmetycznej odchyleń obliczonych dla pionowych szeregów ważonych średnich ale to dlatego, że suma (a więc średnia arytmetyczna) ilorazów nie równa się przecież ilorazowi sum.

Doświadczenie więc dało nam na zagadnienie, o którego rozwiązanie chodziło, następującą odpowiedź,

Działanie potasu w KCl na plon badanej rośliny i w warunkach. w których doświadczenie zostało wykonane jest: o 14,84 ($\pm$ 5,45) — 0,00 ($\pm$ 3,82) = 14,84% (+ 6,65) silniejsze niż działanie K_2SO_4. Ponieważ różnica przekracza 2,23 razy swój błąd średni, przeto, gdybyśmy mieli pewność, że doświadczenie było wykonane poprawnie, moglibyśmy prawdopodobieństwo 98,7 na sto a więc nardzo bliskie pewności, że KCl działa lepiej niż K_2SO_4.

Porównanie działania KCl z takimże działaniem KNO_3 daje na korzyść pierwszego różnicę 14,84° ($\pm$5,45) — 4,99% ($\pm$ 4,38) = 19,83% ($\pm$6.99) mamy tu zatem nieco więcej prawdopodobieństwa, że przewaga działania chlorku potasowego jest rzeczywistą, mianowicie 99,77 na 100, a więc niemal pewność.

Natomiast możliwość różnicy między działaniem K_2SO_4 a KNO_3 równająca się 4,99% + 5,81 jest zaledwo zaznaczona, gdyż wobec tego, że wynosi ona tylko 0,86 swego błędu

średniego, mamy 50,0 — 30,5 = 19,5 szans na 100, że nietylko K_2SO_4 nie działa lepiej od KN_3 ale, że stosunek jest przeciwny.

Ważnem pytaniem do rozstrzygnięcia byłoby, czy stosunek powyższy działania badanych pożywek jest stały, niezależny od ilości, w której są zadawane, czy też przeciwnie; przy małych dawkach działanie jednego z tych związków jest korzystniejsze a przy silnych słabsze lub naodwrót. Najlepszym sposobem przekonania się o tem byłoby obliczenie korrelacji między odchyleniami plonów wyrażonemi procentowo a wysokością dawek. Współczynnik korrelacji o ile by był dostatecznie wysokim w porównaniu ze swym błędem średnim, dowodziłby, gdyby był dodatnim, że przy większych dawkach działanie danej soli jest korzystniejsze od innych. Jeżeliby był ujemnym to, wskazywałby na to, że odnośny związek w wyższych stężeniach działa nieco szkodliwie. Mając jednak w każdym pierwszym szeregu tak małą ilość członów (14 dla KCl a po 12 dla dwóch drugich) z góry wiemy, że będziemy mieli bardzo wielkie błędy średnie. Wobec tego możemy użyć mniej wyszukanego lecz w danym wypadku prościej prowadzącego do celu sposobu, mianowicie porównać przeciętne procentowe odchylenia przy „małych" dawkach (23,5 do 90,4 mg) z średniemi arytmet. odchyleń dwóch najwyższych dawek.

Rozumie się, że dla otrzymania ścisłego wyniku, należy obliczyć te średnie arytmetyczne jako *ważone*. Przekonamy się wtedy, że różnice między *względnem* zachowaniem się tych trzech soli w małych i wielkich dawkach są w porównaniu do swych błędów średnich zbyt małe, żeby można coś nich wnioskować.

Przykład 22. Prof. Dr. Th. Roemer w swojej pracy „Der Feldversuch" ilustruje metodę wyrównania prof. Mitscherlicha na doświadczeniu tegoż Mitscherlicha z nawożeniem pod ziemniaki (Ueber die Ausrechnung von Versuchsergebnissen" Fühlings Landw. Z-g 68/1919 str, 121). Skorzystam z tego przykładu dla zademonstrowania niektórych innych metod wyrównań i porównania ich z Miterscherlichowską.

Porównywano 5 kombinacji: I bez nawozu, II $K_2O + N$, III—$K_2O + P_2O_5$, IV — $N + P_2O_5$, V — $K_2O + P_2O_5 + N$. Działki uszeregowane w jednym rzędzie w sposób zwykły, t. j. bez odwracania porządku w 4-rech powtórzeniach, jak to widać na następującym schemacie, na którym również podaję plony ziemniaków z poszczególnych działek.

Nr. działki	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
Nr. komb.	I	II	III	IV	V	I	II	III	IV	V	I	II	III	IV	V	I	II	III	IV	V
Plon q.	65,4	98,3	60,3	78,8	90,2	66,7	96,2	69,4	80,9	87,7	54,9	90,6	50,2	69,8	79,2	42,1	66,2	34,6	64,4	70,4

Z porównania średnich plonów poszczególnych serji widzimy, że żyzność pola zmniejsza się bardzo szybko od 6 do 20; zdaje się, że to zmniejszanie się plenności zaczyna się już od pierwszej działki, ale wyjątkowo niskie plony działek 3 i 4-ej maskują w tem zestawieniu to zmniejszenie:

Średnia arytm. z działek	1 do 5	=	78,60
„ „ „ „	6 „ 10	=	80,18
„ „ „ „	11 „ 15	=	68,94
„ „ „ „	16 „ 20	=	55,54

a) Zwykle stosowany sposób obliczania wyników takich doświadczeń polega na znalezieniu średniej arytmetycznej z każdych czterech członów homologicznych, różnicy każdej działki z tą średnią, podniesienie tej różnicy (odchylenia) do kwadratu, podzielenia przez n—1, i wyciągnięciu pierwiastku kwadratowego, który *formalnie* będzie błędem średnim pojedynczego powtórzenia. Dzieląc ten błąd przez $\sqrt{n}$ t.j. przez dwa, otrzymamy błąd średni średniej arytmetycznej. Tym sposobem otrzymujemy:

średnie arytm. z działek	1, 6, 11 i 16	=	57,3 ± 2,89
„ „ „	2, 7, 12, 17	=	87,8 ± 3,56
„ „ „	3, 8, 13, 18	=	53,6 ± 3,70
„ „ „	4, 9, 14, 19	=	73,5 ± 2,10
„ „ „	5, 10, 15, 20	=	81,9 ± 2,33

Oczywiście przy tem obliczeniu kombinacje I II są uprzywilejowane a, IV i V upośledzone a że błędy średnie wypadają oczywiście za wysokie, więc różnice w plonach między różnemi kombinacjami wypadły tem samem za niskie i bardziej *niepewne* niż niemi są w rzeczywistości.

b) Mitscherlich wyrównuje te wyniki w sposób następujący. Oblicza on średnią arytmetyczną pierwszej serji, zaczynając od działki 1-szej, a więc działek 1 do 5, przyjmuje ją za 100 i oblicza plony poszczególnych działek tej serji w stosunku do 100, a więc w procentach tej średniej arytmetycznej. Potem oblicza średnią aryt. serji 2 do 6, 3 do 7 i t. d. i stosunek procentowy poszczególnych działek tych serji do odpowiednich średnich.

Następnie oblicza on średnie arytmetyczne tych stosunków procentowych dla każdej kombinacji i ich *błędy prawdopodobne* (por. § 9), którymi ze starego przyzwyczajenia Mitscherlich się dotychczas posiłkuje, a który ja w poniższej tablicy przerachowują na błędy *średnie*. Wreszcie, otrzymane średnie arytmetyczne procentów przerachowuje on z powrotem na centnary metryczne przyjmując za 100 przeciętny plon z wszystkich 20-stu działek.

Przedstawia się jak następuje:

Nr. działek w serji	Zbiór przecięt. w serji k.	Plony poszczególnych członów w procentach przeciętnych plonów serji I	II	III	IV	V
1 — 5	78,60	83,2	125,1	76,7	100 2	114,8
2 — 6	78,86	84,6	124,7	76,5	99,9	114,4
3 — 7	78,84	85,0	122,7	76,9	100,5	115,0
4 — 8	80,26	83,1	119,0	82,6	98,2	112,4
5 — 9	80,68	82,7	119,2	86,0	100,2	111,8
6 — 10	80,18	83,2	120,0	86,6	100,9	109,4
7 — 11	77,82	70,6	123,6	89,2	104,0	112,7
8 — 12	76,70	71,6	118,1	90,5	105,4	114,4
9 — 13	72,86	75,4	124,4	68,9	111,0	120,3
10 — 14	70,64	77,7	128,2	71,7	98,8	124,2
11 — 15	68,94	79,6	131,4	72,8	101,3	114,9
12 — 16	66,38	63.4	135,6	75,6	105,2	119,3
13 — 17	61,50	68,5	107,6	81,6	113,5	128,7
14 — 18	58,38	72,1	113,4	59,3	119,6	135,6
15 — 19	57,30	73,5	115,5	60,4	112,4	138,2
16 — 20	55,54	75,8	119,2	62,3	116,0	126,8
średnio	71,43 k	76,9%	121,8%	76,1%	105,4%	119,6%
± bł. śred.	—	8,44 „	7,92 „	11,82 „	8,64 „	10,82 „
przeliczone na kilgr.		54,9 k	87,0 k	54,4 k	75,3 k	85,5 k
± bł. średn.		2,74 „	2,58 „	3,84 „	2,82 „	3,52 „

c) Wyrównanie *„metodą Załęskiego“ a* t. j. dwustronnego wzorca zbiorowego (por. § 75) nie da się w tym wypadku wykonać, gdyż otrzymałoby się tylko dwie dane dla każdego człona, co jest za mało, ażeby móc na takiej średniej arytmetycznej polegać.

d) „Metodę b Załęskiego“ opisałem w § 97. sposób jej zastosowania w praktyce przedstawia się zupełnie jasno z następujących liczb, nie wymagając objaśnień:

Serje	Średnie arytmetyczne poszczególnych serji	Człony (kombinacje) i Nr. działek	Plony poszczególnych działek	Odchylenie plonów działek od śr. aryt. serji: absolutne:	w procent.:
1— 5	78,60	III 3	60,3	—18,30	—23,28
2— 6	78,86	IV 4	78,8	— 0,06	— 0,00
3— 7	78,44	V 5	90,2	+11,76	+14,97
4— 8	80,26	I 6	66,7	—13,56	—16,87
5— 9	80,68	II 7	96,2	+15,52	+19,30
6—10	80,18	III 8	69,4	—10,78	—13,45
7—11	77,82	IV 9	80,9	+ 3,08	+ 3,96
8—12	76,70	V 10	87,7	+11,00	+14,35
9—13	72,86	I 11	54,9	—17,96	—24,69
10—14	70,64	II 12	90,6	+19,96	+28,40
11—15	68 94	III 13	50,2	—18,14	—27,70
12—16	66,38	IV 14	69,8	+ 3,42	+ 5,15
13—17	61,50	V 15	79,2	+17,70	+28,78
14—18	58,38	I 16	42,1	—16,28	—17,98
15—19	57,30	II 17	66,2	+ 8,90	+15,52
16—20	55,54	III 18	34,6	—20,94	—37,79

Obliczmy teraz średnie arytmetyczne poszczególnych członów doświadczenia, raz dla odchyleń w liczbach absolutnych, drugi raz w procentach średnich plonów odpowiednich serji:

	Komb. I abs.	Komb. I %	Komb. II abs.	Komb. II %	Komb. III abs.	Komb. III %
	—13.56	—16,87	+15,52	+19,30	—18,30	—23,28
	—17,96	—24,69	+19,96	+28,40	—10,78	—13,45
	—16,28	—17,98	+ 8 90	+15,52	—18,94	—27,70
					—20,94	—37,79
średnio	—15,93	—19,85	+14,79	+21,07	—17.24	—25,56
bł. śr.	± 1,28	± 2,45	± 3,21	± 3,82	± 2,23	± 5,02

Komb. IV abs.	Komb. IV %	Komb. V abs.	Komb. V %
—0,06	—0,00	+11,76	+14,97
+3,08	+3,96	+11,00	+14,35
+3,42	+5,15	+17,70	+28,78
+2,15	+3 04	+13,49	+19,37
±1,11	±1,56	± 2,11	± 4,71

Przeliczywszy odchylenia w procentach i ich błędy średnie na liczby absolutne t. j. centnary metr. czy kilogramy, przyczem za plon przeciętny przyjmujemy 70,81 t. j. średnią aryt-

metyczną wszystkich działek, nie zaś jak Mitscherlich, wszystkich serji i dodawszy (względnie odjąwszy) odchylenia do przeciętnego plonu, otrzymamy plony, któreśmy otrzymali przy zastosowaniu poszczególnych kombinacyj nawozowych.

Podajemy te ostateczne wyniki w następującej tabelce w zestawieniu z wynikami, otrzymanymi innymi sposobami.

Przerachowanie na liczby absolutne wykonuje się, oczywiście, przez pomnożenie odchyleń procentowych i ich błędów średnich przez plon (x : 70,81 = 19,85 : 100; x = 14,05).

	I	II	III	IV	V
Bez wyrównania:	57,3 ± 2,89	87,8 ± 3,56	53,6 ± 3,70	73,5 ± 2,10	81,9 ± 2,33
Metoda Mitscherlicha:	54,9 ± 2,74	87,0 ± 2,58	54,4 ± 3,84	75.3 ± 2,82	85,5 ± 3,52
Metoda Załęskiego bezpośrednio w liczb. absol.	54,9 ± 1,28	85,6 ± 3,21	53,6 ± 2,23	73,0 ± 1,11	84,3 ± 2,11
Metoda Załęskiego z obliczeniem pierwotnem w %	56,0 ± 1,73	85,7 ± 2,71	52,7 ± 3,55	73.0 ± 1,10	84,5 ± 3,33

Wszystkie trzy sposoby wyrównania zmniejszyły więc skutki obniżającej się żyzności pola, co się wyraża przez obniżenie plonów kombinacji I II a podwyższenie V. W braku innego kryterjum o ścisłości wyników doświadczenia sądzimy z wielkości błędu średniego o ile przy jego obliczeniu nie popełniliśmy jakiegoś logicznego błędu metodycznego. Gdybyśmy według tego kryterjum mieli sądzić o wynikach naszego doświadczenia, to należało by na pierwszem miejscu postawić wyniki, otrzymane metodą moją, w liczbach absolutnych, gdyż przeciętny błąd średni tych wyników wynosi 1,99. Przy metodzie mojej z przejściem przez procenty średniego plonu, błąd średni przeciętny wszystkich pięciu członów jest nieco wyższy (2,48), przy metodzie Mitscherlicha wynosi on 3,10, a przy obliczeniu bez porównania — 2,92.

Jednak w danym wypadku mamy kryterjum logiczne, które nam każe uznać za błędne te ostatnie wyniki, jako obarczone oczywistym błędem systematycznym. Z trzech sposobów wyrównania, które tu stosowałem, uważam metodę moją „procentową“ za najlepiej uzasadnioną, po niej zaś moją również „w liczbach absolutnych“, chociaż błędy średnie mówią co innego. Zresztą różnica między temi metodami jest nie wielka.

Na korzyść obu moich metod w porównaniu z Mitscherlich'owską przemawia jeszcze to, że przy ich stosowaniu otrzymaliśmy o wiele niższe błędy średnie, pomimo, że przy niej ilość powtórzeń dla wszystkich członów oprócz środkowego (III) została zmniejszoną o jedno a więc o $\frac{1}{4}$. Przy wielkiej

liczbie powtórzeń zmniejszenie *n* o jedność, oczywiście wywiera mniejszy wpływ i wyższość tej metody dzięki temu okazuje się tem wyraźniej, im liczba powtórzeń jest większa.

Przykład 23. Doświadczenie porównawcze z różnemi odmianami buraków cukrowych, założone metodą wzorcową. Wzorzec (pojedynczy) dany co czwartą działkę. Doświadczenie wykonano w sześciu powtórzeniach.

Wyniki surowe co do cukrowości przedstawiają się jak następuje: (kolumna 3-cia).

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Nr. działki	Nazwa wzgl. numer odmiany	Cukrowość: średnia ar. z 5-ciu prób miazgi	Średnia arytmetyczna odchyleń od dwóch sąsiednich wzorców	Wyrównanie metodą interpolacyjną	
				Wyniki wyrównane	Odchylenia wyników wyrównanych od wzorca
1	α = wzorzec	18,66	—	18,66	—
2	Nr. 4	19,76	+ 0,68	19,55	+ 0,89
3	„ 5	19,02	— 0,06	18,60	— 0,06
4	„ 6	19,77	+ 0,69	19,14	+ 0,48
5	„ α	19,50	—	19,50	—
6	„ 4	20,04	+ 0,71	20,13	+ 0,63
7	„ 5	19,30	— 0,02	19,48	— 0,02
8	„ 6	19,43	+ 0,10	19,70	+ 0,20
9	„ α	19,15	—	19,15	—
10	„ 4	19,40	— 0,11	19,22	+ 0,07
11	„ 5	19,30	— 0,21	18,94	— 0,21
12	„ 6	19,21	— 0,30	18,67	— 0,48
13	„ α	19,88	—	19,88	—
14	„ 4	20,73	+ 1,09	20,85	+ 0,97
15	„ 5	19,37	— 0,27	19,61	— 0,27
16	„ 6	19,35	— 0,29	19,71	— 0,17
17	„ α	19,40	—	19,40	—
18	„ 4	19,30	— 0,13	19,28	— 0,12
19	„ 5	19,74	+ 0,30	19,70	+ 0,30
20	„ 6	19,07	— 0,36	19,01	— 0.39
21	„ α	19.47	—	19,47	—
22	„ 4	19.78	+ 0,50	19,88	+ 0,41
23	„ 5	20,00	+ 0,72	20,20	+ 0,73
24	„ 6	19,55	+ 0,27	19,85	+ 0 38
25	„ α	19,08	—	19,08	

a) Obliczenie wyników ostatecznych możemy wykonać, jak wiemy, różnymi sposobami. Zacznijmy od najprostszego: obliczenia *średnich arytmetycznych* każdego człona *bez* jakiegokolwiek *„wyrównania"*.

	Cukrowość	Odchylenia od śr. ar. v	v^2
Wzorzec α	18,66	—0,65	0,4225
	19,50	+0,19	0,0361
	19,15	—0,16	0,0265
	19,88	+0,57	0,3249
	19,40	+0,09	0,0081
	19,47	+0,16	0,0256
	19.08	—0,23	0,0529
M = śr. ar. = 19,31		$\Sigma v^2 = 0,8966$	

	Nr. 4	Nr. 5	Nr. 6
	19,76	19,02	19,77
	20,04	19,30	19,43
	19,40	19,30	19,21
	20,73	19,37	19,35
	19,30	19,74	19,07
	19,78	20,00	19,55
śr. ar.	19,835	19,455	19,40
bł. śr. śr.ar.	±0,210	±0,144	±0,112

$$M_m = \sqrt{\frac{0,8966}{7,6}} = \pm 0,146$$

W odchyleniach od wzorca wyniki te przedstawiają się więc tak:

Nr. 4 = 19,835 (± 0,21) — 19,31 (± 0,146) = + 0,525 ± 0,256

„ 5 = 19,455 (± 0,144) — 19,31 (± 0,146) = + 0,145 ± 0,205

„ 6 = 19,400 (± 0,112) — 19,31 (± 0,146) = + 0,090 ± 0,184

b) Obliczmy teraz te wyniki metodą *wzorcową zwykłą.*

W tym celu obliczamy dla każdej działki porównawczej jej odchylenie od średniej arytmetycznej dwóch najbliższych po obu stronach leżących wzorców, albo, co, rozumie się na to samo wyjdzie, średnią algebraiczną odchyleń od tychże wzorców.

Te przeciętne odchylenia są podane w kolumnie (4).

Średnie arytmetyczne wszystkich odchyleń homologicznych działek, dadzą nam wprost odchylenia poszczególnych odmian od wzorca:

Nr. 4	+ 0,68	Nr. 5	— 0,06	Nr. 6	+ 0,69
	+ 0,71		— 0,02		+ 0,10
	— 0,11		— 0,21		— 0,30
	+ 1,09		— 0,27		— 0,29
	— 0,13		+ 0,30		— 0,36
	+ 0,50		+ 0,72		+ 0,27
śr. ar.	+ 0,457		+ 0,077		+ 0,018
bł. śr. średniej aryt.	± 0,198		± 0,153		± 0,169

c) Dla obliczenia metodą *wzorcową interpolacyjną* (zwana inaczej metodą *różnic proporcjonalnych* por. § 74), dzielimy różnicę między dwoma sąsiednimi wzorcami przez liczbę interwallów, a więc w naszym przykładzie przez 3, a następnie zaczynając od wyższego wzorca dodajemy do wyniku pierwszej obok tego wzorca .leżącej działki otrzymamy iloraz, do wyniku drugiej działki tenże iloraz pomnożony przez 2, a do wyniku trzeciej — przez 3, i następnie tak skorygowane liczby porównujemy z wzorcem. Rozumie się, że możemy postąpić odwrotnie, a więc zaczynając od mniejszego wzorca odejmować ilorazy. W naszym przykładzie postępujemy obydwoma sposobami, zależnie od tego czy pierwszy wzorzec według kolejności działek jest wyższy czy niższy. W kolumnie (5) są podane „wyrównane" liczby a w kol. (6) ich odchylenia od wzorca. Poniżej podaję zestawienie tych „skorygowanych" (albo „wyrównanych") odchyleń dla poszczególnych członów:

Nr. 4	+ 0,89	Nr. 5	— 0,06	Nr. 6	+ 0,48
	+ 0,63		— 0,02		+ 0,20
	+ 0,07		— 0,21		— 0,48
	+ 0,97		— 0,27		— 0,17
	— 0,12		+ 0,30		— 0,39
	+ 0,41		+ 0,73		+ 0,38
śr. ar. =	+ 0,475		+ 0,078		+ 0,003
bł. śr. śr. ar. =	± 0,180		± 0,153		± 0,166

d) Metodę podwójnego wzorca zbiorowego możemy w tym wypadku zastosować, gdyż otrzymamy przy niej 4 liczby dla każdej odmiany.

Podaję poniżej obliczenia bez objaśnień, po które czytelnika odsyłam do § 75. Tu tylko zaznaczę, że traktuję tu wzorzec na równi z innemi odmianami.

Serje działek	Średnie arytm. cukrowości poszczególnych serji	Średnie arytm. cukrowości dwóch sąsiednich serji	Nr. działki względnie odmiany, leżącej między odpowiedniemi dwiema serjami		Cukrowość działki	Odchylenia cukrowości działki od średniej arytm. dwóch serji
1— 4 6— 9	19,30 19,48	19,39	Nr. 5	α	19,50	+ 0,11
2— 5 7—10	19,51 19,32	19,42	„ 6	4	20,04	+ 0,62
3— 6 8—11	19,58 19,32	19,45	„ 7	5	19,30	— 0,15
4— 7 9—12	19,65 19,27	19,46	„ 8	6	19,43	— 0,03
5— 8 10—13	19,57 19,45	19,51	„ 9	α	19,15	— 0,36
6— 9 11—14	19,48 19,78	19,63	„ 10	4	19,40	— 0,23
7—10 12—15	19,32 19,80	19,56	„ 11	5	19,30	— 0,26
8—11 13—16	19,32 19,83	19,58	„ 12	6	19,21	— 0,37
9—12 14—17	19,27 19,71	19,49	„ 13	α	19,88	+ 0,39
10—13 15—18	19,45 19,35	19,40	„ 14	4	20,73	+ 1,33
11—14 16—19	19,78 19,45	19,62	„ 15	5	19,37	— 0,25
12—15 17—20	19,80 19,38	19,59	„ 16	6	19,35	— 0,24
13—16 18—21	19,83 19,40	19,62	„ 17	α	19,40	— 0,22
14—17 19—22	19,71 19,51	19,61	„ 18	4	19,30	— 0,31
15—18 20—23	19,35 19,58	19,47	„ 19	5	19,74	+ 0,27
16—19 21—24	19,45 19,70	19,58	„ 20	6	19,07	— 0,51
17—20 22—25	19,38 19,60	19,49	„ 21	α	19,47	— 0,02

Zestawienie:

α	Nr. 4	Nr. 5	Nr. 6
+ 0,11	+ 0,62	— 0,15	— 0,03
— 0,36	— 0,23	— 0,26	— 0,37
+ 0,39	+ 1,33	— 0,25	— 0,24
— 0,22	— 0,31	+ 0,27	— 0,51
— 0,02	+ 0,352 ± 0,388	— 0,098 ± 0,126	— 0,288 ± 0,104
— 0,020 ± 0,107			

a więc w porównaniu z wzorcem *α*

Nr. 4 = + 0,372 ± 0,306
Nr. 5 = + 0,078 ± 0,165
Nr. 6 = — 0,268 ± 0,149

e) Obliczenia, zrobione metodą pojedynczego wzorca zbiorowego (moja metoda *b*), dają następujące wyniki:

Serje działek	Średnia poszcz. serji	arytm. dwóch kolejnych	Nr. działki	Nazwa odmiany	Cukrowość działki	Odchylenie cukrowości działki od śr. arytm. dwóch sąsiednich serji
1— 4	19,30					
2— 5	19,51	19,41	3	5	19,02	— 0,39
3— 6	19,58	19.55	4	6	19,77	+ 0,22
4— 7	19,65	19,62	5	*α*	19,50	— 0,08
5— 8	19,57	19,61	6	4	20,04	+ 0,43
6— 9	19,48	19,53	7	5	19,30	— 0,23
7—10	19,32	19,40	8	6	19,43	+ 0,03
8—11	19,32	19,32	9	*α*	19,15	— 0,17
9—12	19,27	19,30	10	4	19,40	+ 0,10
10—13	19,45	19,36	11	5	19,30	— 0,06
11—14	19,78	19,62	12	6	19,21	— 0,41
12—15	19,80	19,79	13	*α*	19,88	+ 0,09
13—16	19,83	19,82	14	4	20,73	+ 0,91
14—17	19,71	19,77	15	5	19,37	— 0,40
15—18	19,35	19,53	16	6	19,35	— 0,18
16—19	19,45	19,40	17	*α*	19,40	± 0,00
17—20	19,38	19,42	18	4	19,30	— 0,12
18—21	19,40	19,39	19	5	19,74	+ 0,34
19—22	19,51	19.46	20	6	19,07	— 0,39
20—23	19,58	19,55	21	*α*	19,47	— 0,08
21—24	19,70	19,64	22	4	19,78	+ 0,14
22—25	19,60	19,65	23	5	20,00	+ 0,35

Zestawienie:

α	Nr. 4	Nr. 5	Nr. 6
—0,08	+0.43	—0 39	+0.22
—0.17	+0 10	—0.23	+0.03
+0.09	+0.91	—0.06	—0.41
±0.00	-0.12	—0 40	—0.18
—0.08	+0.14	+0.34	—0.39
—0.048±0.044	+0.292 ± 0.178	+0.35	—0,146 ±0.122
		—0·065±0.139	

Przeliczone na odchylenia od wzorca wyniki te przedstawiają się jak następuje:

Nr. 4 = + 0,340 ± 0,173
Nr. 5 = — 0,017 ± 0,146
Nr. 6 = — 0,098 ± 0,130

NB. Wobec tego, że liczba członów w serji jest parzysta, odchylenia były obliczone od średniej arytm. dwóch kolejnych serji (por. § 97).

f) Na zakończenie obliczmy wyniki tego doświadczenia metodą Mitscherlicha, rozumie się nie przeliczając na procenty średniej cukrowości serji. gdyż, jak wiemy dla cech takich jak cukrowość jest to niedopuszczalne.

Serje	Śr. aryt. serji	Odchylenie cukrowości poszczególnych od średnich arytm. serji			
		α	Nr. 4	Nr. 5	Nr. 6
1— 4	19.30	—0,64	+0,46	—0,28	+0,47
2— 5	19,51	—0,01	+0,25	—0,49	+0,26
3— 6	19,58	—0,08	+0,46	—0,56	+0,19
4— 7	19,65	—0,15	+0,39	—0,35	+0,12
5— 8	19,57	—0,07	+0,47	—0,27	—0,14
6— 9	19,48	—0,33	+0,56	—0,18	—0,05
7—10	19,32	—0,17	+0,08	—0,02	+0,11
8—11	19,32	—0,17	+0,08	—0,02	+0,11
9—12	19,27	—0,12	+0,13	+0,03	—0,06
10—13	19,45	+0,43	—0,05	—0,15	—0,24
11—14	19,78	+0,10	+0,95	—0,48	—0,57
12—15	19,80	+0,08	+0,93	—0,43	—0,59
13—16	19,83	+0,05	+0,90	—0,46	—0,48
14—17	19,71	—0,31	+1,02	—0,34	—0,36
15—18	19,35	+0,05	—0,05	+0,02	+0,00
16—19	19,45	—0,05	—0,15	+0,29	—0,10
17—20	19,38	+0,02	—0,08	+0,36	—0,31
18—21	19,40	+0,07	—0,10	+0,34	—0,33
19—22	19,51	—0,04	+0,27	+0,23	—0,44
20—23	19,58	—0,11	+0,20	+0,42	—0,51
21—24	19,70	—0,23	+0,08	+0,30	—0,15
22—25	19,60	+0,52	+0,18	+0,40	—0,05
średnio		—0,053	+0,317	—0,076	—0,142
błąd średni		±0,103	±0,160	±0,145	±0,126

W porównaniu więc z wzorcem porównywane odmiany wypadły jak następuje:

Nr. 4 + 0,370 ± 0,190

Nr. 5 — 0,023 ± 0,178

Nr. 6 — 0,089 ± 0,163

Obliczenie błędów średnich przy tej metodzie rachunkowej robi się w trochę inny sposób niż zwykle: jak, widzimy ilość powtórzeń jest tu *sztucznie* powiększona, przez co błąd średni wypadłby nadmiernie niski. Żeby go sprowadzić do właściwej miary, dzielimy sumę kwadratów odchyleń przez liczbę serji (a więc i odchyleń) i mnożymy przez rzeczywistą liczbę powtórzeń. W danym wypadku dzielimy przez 22 a mnożymy przez 6, i dopiero otrzymany iloczyn, podzielony przez n(n—1), (a więc w naszym przykładzie 6.5) da nam m^2.

Zestawmy teraz liczby otrzymane przy wszystkich sześciu sposobach obliczenia:

a) Bez wyrównań:	+0,525 ± 0,256	+0,145 ± 0,205	+ 0,090 ± 0,184
b) Wyrównanie wzorcowe zwykłe	+0,457 ± 0,198	+0,077 ± 0,153	+0,018 ± 0,169
c) Wyrównanie metodą interpolacji	+0,475 ± 0,180	+0,078 ± 0,153	+0,003 ± 0,166
d) Wyrównanie zapomocą dwustronnego wzorca zbiorowego	+0,372 ± 0,306	—0,078 ± 0,165	—0,268 ± 0,149
e) Wyr zapomocą pojedynczego wzorca zbior.	+0,340 ± 0,173	—0,017 ± 0,146	—0,098 ± 0,130
f) Metoda Mitscherlicha:	+0,380 ± 0,190	—0,023 ± 0,178	— 0,089 ± 0,163

Porównując te wyniki widzimy przedewszystkiem, że metoda zwykłych średnich arytmetycznych bez wyrównania dała nam najbardziej odbiegające od wszystkich innych liczby, obarczone przytem największym błędem średnim.

Metoda zwykła wzorcowa i metoda interpolacji dały nam pomimo wielkich różnic pomiędzy sąsiednimi wzorcami, wyniki identyczne, tak, że o wyższości którejkolwiek z nich to doświadczenie nic nie mówi.

Trzecią grupę, różniącą się w wynikach, które się w niej otrzymało od dwóch poprzednich dosyć poważnie, stanowią metody oparte na średnich arytmetycznych z całych serji, przyjętych za wzorzec zbiorowy. Wyniki tych trzech grup są prawie zupełnie jednakowe. Błędy średnie najniższe dała tu, jak i w poprzednim przykładzie moja metoda pojedynczego wzorca zbiorowego. Natomiast najwyższy błąd średni, mianowicie ± 0.306 dla odmiany Nr. 4 dała moja metoda dwustronnego wzorca zbiorowego.

Bliższe zastanowienie się jednak doprowadzi nas do wniosku, że w tym wypadku, nie przemawia to bynajmniej na niekorzyść metody: działka 14-ta wykazuje cukrowość 20.73%, a więc tak wysoką, że na pierwszy rzut oka ma się wrażenie, że jest wywołana albo grubym błędem roboty, albo wyjątkowo wielką nierównością pola. Dzięki temu wszystkie metody dają dla odmiany Nr. 4 najwyższe błędy średnie, lecz podczas gdy przy dwóch ostatnich metodach porównujemy cukrowość każdej działki z średnią aryt. jednej serji (w naszym wypadku składającej się tylko z 4 członów) na którą *porównywana* działka wpływa, a przez to obniżamy odchylenia, przy metodzie mojej dwuwzorcowej porównujemy każdą działkę z dwiema średniemi arytmetycznemi, w których utworzenia udziału nie brała. Tamte dwie metody zacierają więc wpływ takich prawie że grubych błędów na błąd średni i przedstawiają wynik ogólny w zbyt optymistycznem świetle.

A teraz zobaczmy, jakie wnioski możemy wyciągnąć z tego doświadczenia co do *względnej* wartości odmian, któreśmy zbadali, a więc n. p. co do wartości Nr. 4 w porównaniu z Nr. 6.

Samo się przez się rozumie, że przy porównywaniu ich nie będziemy się posiłkowali liczbami, wyrażającemi ich stosunek do wzorca, gdyż przez takie pośrednie obliczanie powiększylibyśmy zupełnie niepotrzebnie błąd wyniku przez obciążenie go błędem wzorca. Wrzorzec jest tu wprowadzony jako „wzorzec roboczy“ dla dania możności porównania między sobą *kilkuset* odmian, badanych na dwóch stacjach. Gdyby chodziło o porównanie tylko tych trzech, a choćby nawet dziesięciu lub dwudziestu odmian, byłoby daleko korzystniejszem dla dokładności wyników zrobienie doświadczenia bez wzorca ale zato w trochę większej liczbie powtórzeń.

Jeżeli więc nam chodzi o porównanie dwóch odmian z tej samej serji, to robimy to bezpośrednio.

Zatem różnica między między Nr. 4 a Nr. 6 wynosi na korzyść Nr. 4.

Przy metodzie a) bezwzorcowej: 19.835 (± 0210) — 19,40 (± 0.122) = + 0435 ± 0,243
„ „ b) zwykłej wzor.: +0,457 (±0,196) — 0,018 (± 0,169) = + 0,439 ± 0,260
„ „ c) interpolacyjn: +0,475 (±0,180) — 0,003 (± 0,166) = + 0,472 ± 0,245
„ „ d) dwustr. wz. zb.: +0,352 (±0,388) + 0,288 (± 0,104) = + 0,064 ± 0,402
„ „ e) pojed. wz. zbior.: +0,292 (±0,178) + 0.146 (± 0,122) = + 0,438 ± 0,216
„ „ f) Mitscherlicha: +0,317 (±0,160) + 0,142 (± 0,126) = + 0,459 ± 0,204

Z wyjątkiem więc metody (*d*), która w tym szczególnym wypadku dała wyróżniający się wynik obciążony bardzo wielkim błędem średnim, wszystkie sposoby obliczenia dały nam dla wartości porównawczej tych dwóch odmian *między sobą* wyniki, które można uważać praktycznie za identyczne.

Jeżeliby nam jednak chodziło o porównanie którejś z tych odmian, np. Nr. 4 z odmianami z innych serji, do czego już jest nieodzowne pośrednictwo wzorca, to średni wynik z trzech ostatnich sposobów obliczenia (d, e, f), dałby nam dla Nr. 4 wartości o 0,16% cukru niższe niż metoda bezwzorcowa, a 0,16% cukru nie jest bynajmniej znikomą różnicą.

Przykład 24. Mamy doświadczenie, wykonane tak samo jak przytoczone w poprzednim przykładzie, tylko że chodzi nam w niem nie o cukrowość lecz o plony. Surowy materjał przedstawiony jest w III-ej i IV-ych kolumnach, a mianowicie w III-ej liczba buraków zebranych na poszczególnych działkach a IV-ch (IV-a, IV-b i IV-c) ich ciężar ogólny czyli *„plon rzeczywisty“*.

W kolumnach VII a, VII b i VII c tablic 8 a, 8 b i 8 c są podane „plony obliczone“ z ciężaru przeciętnego jednego buraka przez teoretyczną liczbę buraków na działce, t. j. w naszym przykładzie przez 100.

Wreszcie w kolumnach X a, X b i X c podaję *„plony kombinowane“* t. j. średnie arytmetyczne z „plonów rzeczywistych“, i z „plonów obliczonych“ (por. § 99).

Tak obliczone plony możemy porównywać między sobą temi czy innemi metodami wprost, tak, jakeśmy je otrzymali, t. j. *„bez wyrównań“*, albo przedtem *„wyrównać“* je jedną z metod opisanych w poprzednim rozdziale lub jaką inną.

Przytem możemy odmiany porównywać między sobą wprost przez obliczenie średnich arytmetycznych dla otrzymanych plonów, albo zapomocą metody wzorca pojedynczego, zbiorowego pojedynczego, lub zbiorowego podwójnego.

W tablicach 8 a i 8 b podaję obliczenia z pomocą pojedynczego wzorca roboczego, a w tabl. 8 c, z pomocą pojedynczego wzorca zbiorowego (Metoda Załęskiego *b*). Sposób obliczania temi metodami podałem już poprzednio, więc go tu powtarzać nie będę.

A. 1) Najprostszy i najczęściej używany sposób obliczania plonów w doświadczeniach porównawczych jest sposób *„średnich arytmetycznych surowych plonów“*. Stosując ten sposób, otrzymamy dla wzorca plon średni i jego błąd średni w następujący sposób:

Tablica 8 *a*. Obliczenie wyników dośw. porównawczych nad plennością różnych odmian buraków. A. *bez wyrównania.*

Nr. porządkowy działki	Nazwa odmiany	Liczba roślin na działce	Ilość buraków zebrana na działce (*plony rzeczywiste*) kilogramy	Odchylenia plonów *rzeczywistych* od średniej aryt. dwóch najbliższych wzorców w kilogramach	Odchylenia plonów *rzeczywistych* od średniej aryt. dwóch najbliższych wzorców w % wzorca	Plony z działki *obliczone* z ciężaru jednego buraka kilogramów	Odchylenia plonów *obliczonych* od śred. aryt. dwóch najbliższych wzorców kilogr.	Odchylenia plonów *obliczonych* od śred. aryt. dwóch najbliż. wzorców w % wzor.	Plony „kombinowane" (kilogr.)	Odchylenia plonów „kombinowanych" od śred. aryt. dwóch najbliższych wzorców kilogr.	Odchylenia plonów „kombinowanych" od śred. arytm. dwóch najbliższych wzorców w % wzor.
I[a]	II[a]	III[a]	IV	V	VI	VII	VIII	XI	X[a]	XI	XII
1	Wzorzec	91	47,0	—	—	51,6	—	—	49,3	—	—
2	Nr. 1	78	42,0	— 8,3	—16,5	53,8	— 0,2	— 0,4	47,9	— 4,2	— 8,1
3	„ 2	84	58,0	+ 7,8	+15,5	69,0	+15,1	+28,0	63,5	+11,4	+21,9
4	„ 3	95	56,5	+ 6,3	+12,6	59,5	+ 5,5	+10,4	58,0	+ 5,9	+11,3
5	Wzorzec	95	53,5	—	—	56,3	—	—	54,9	—	—
6	Nr. 1	81	38,5	—13,5	—26,0	47,5	— 9,4	—16.5	43,0	—11.5	—21,1
7	„ 2	86	46,0	— 6,0	—11,5	53,5	— 3,4	— 6,0	49,8	— 4,7	— 8,6
8	„ 3	83	46,5	— 5,5	—10,6	56,0	— 0,9	— 1,6	51,2	— 3,3	— 6,1
9	Wzorzec	88	50,5	—	—	57,4	—	—	54,0	—	—
10	Nr. 1	74	40,0	—12,0	—23,1	54,1	— 4,3	— 7,4	47,0	— 8,2	—14,9
11	„ 2	65	48,5	— 3,5	— 6,7	74,6	+16,2	+27,7	61,5	+ 6,3	+11,4
12	„ 3	93	48,5	— 3,5	— 6,7	52,2	— 6,2	—10,6	50,3	— 4,9	— 8,9
13	Wzorzec	90	53,5	—	—	59,4	—	—	56,4	—	—
14	Nr. 1	83	45,0	— 5,0	—10,0	54,2	— 4,6	— 7,8	49,6	— 4,8	— 8,8
15	„ 2	77	48,5	— 1,5	— 3,0	63,0	+ 4,3	+ 7,3	55,7	+ 1,3	+ 2,4
16	„ 3	70	43,5	— 6,5	—13,0	62,1	+ 3,7	+ 6,3	52,8	— 1,6	— 2,9
17	Wzorzec	80	46,5	—	—	58,1	—	—	52,3	—	—
18	Nr. 1	73	42,5	— 1,0	— 2,3	58,2	— 7,0	—10,7	50,3	— 4,1	— 7,5
19	„ 2	84	51,0	+ 7,5	+17,2	60,7	— 4,5	— 6,9	55,8	+ 1,4	+ 2,6
20	„ 3	65	43,0	— 0,5	— 1,2	66,1	+ 0,9	+ 1,4	54,5	+ 0,1	+ 0,2
21	Wzorzec	56	40,5	—	—	72,3	—	—	56,4	—	—
22	Nr. 1	60	30,0	—15,5	—34,1	50,0	—13,4	—21,1	40,0	—14,5	—26,7
23	„ 2	53	35,5	—10,0	—22,0	67,0	+ 3,6	+ 5,7	51,2	— 3,3	— 6,1
24	„ 3	67	41,0	— 4,5	— 9,9	61,9	— 1,5	— 2,4	51,4	— 3,1	— 5,7
25	Wzorzec	92	50,5	—	—	54,5	—	—	52;5	—	—

Tabica 8 *b*. Obliczenia wyników doświadczeń porównawczych nad plennością różnych odmian buraków cukrowych.

B. z wyrównaniem *metodą interpolacji.*

Nr. porządkowy działki	Nazwa odmiany	Plony „*rzeczywiste*" z poszczególnych działek	Odchylenia plonów „rzeczywistych" od średn. aryt. dwóch najbliższych wzorców w kilogramach	Odchylenia plonów rzeczywistych od średn. arytm. dwóch najbliższych wzorców w procentach wzorca	Plony poszczegól. działek *obliczone z ciężaru pojedynczego buraka*	Odchylenie plonów „obliczonych" od śred. arytm. dwóch najbliższych wzorców w kilogramach	Odchylenia plonów „obliczonych" od śr. arytm. dwóch najbliższych wzorców w procentach wzorca	Plony „*kombinowane*" z poszczególnych działek	Odchylenia plonów „kombinowanych" od średn. arytmet. dwóch najbliższych wzorców w kilogr.	Odchylenia plonów „kombinowanych" od śred. arytm. dwóch najbliższych wzorców w procentach wzorca
I^b	II^b	IV^b	XIII	XIV	VII^b	XV	XVI	X^b	XVII	XVIII
1	Wzorzec	47,0	—	—	51,6	—	—	49,3	—	—
2	Nr. 1	42,0	— 6,7	—13,3	53,8	+ 1,1	+ 2,0	47,9	— 2,8	— 5,4
3	„ 2	58,0	+ 7,7	+15,3	69,0	+15,1	+28,0	63,5	+11,4	+21,9
4	„ 3	56,5	+ 4,6	+ 9,2	59,5	+ 4.4	+ 8,2	58,0	+ 4,5	+ 8,6
5	Wzorzec	53,5	—	—	56,3	—	—	54,9	—	—
6	Nr. 1	38,5	—14,2	—27,3	47,5	— 9,1	—16,0	43,0	—11,7	—21,5
7	„ 2	46,0	— 6,0	—11.5	53,5	— 3,4	— 6,0	49,8	— 4,6	— 8,4
8	„ 3	46,5	— 4,7	— 9,0	56,0	— 1,1	— 1,9	51,2	— 3,0	— 5,5
9	Wzorzec	50.5	—	—	57,4	—	—	54,0	—	—
10	Nr. 1	40,0	—11,2	—21,5	54,1	— 3,8	— 6,5	47,0	— 5,8	—10,5
11	„ 2	48,5	— 3,5	— 6,7	74,6	+16,2	+27,7	61,5	+ 6,3	+11,4
12	„ 3	48,5	— 4,2	— 8,1	52,2	— 6,7	—11,5	50,3	— 5,5	— 9,9
13	Wzorzec	53,5	—	—	59,4	—	—	56,4	—	—
14	Nr. 1	45,0	— 6.7	—13,4	54,2	— 4,9	— 8,3	49,6	— 5,8	—10,7
15	„ 2	48,5	— 1,5	— 3,0	63,0	+ 4,3	+ 7,3	55,7	+ 1,4	+ 2,6
16	„ 3	43,5	— 4,7	— 9,4	62,1	+ 3,7	+ 6,3	52.8	— 0,5	— 0,9
17	Wzorzec	46,5	—	—	58,1	—	—	52,3	—	—
18	Nr. 1	42,5	— 2,5	— 5,7	58,2	— 3,5	— 5,4	50,3	— 3,0	— 5,5
19	„ 2	51,0	+ 7,5	+17,3	60,7	— 4,5	— 6,9	55,8	+ 1,5	+ 2,8
20	„ 3	43,0	+ 1,0	+ 2,3	66,1	— 2,7	— 4,1	54,5	— 0,9	— 1,7
21	Wzorzec	40,5	—	—	72,3	—	—	56,4	—	—
22	Nr. 1	30,0	—13,0	—28,6	50,0	—17,9	—28,2	40,0	—15,4	—28,3
23	„ 2	35,5	—10,0	—22,0	67,0	+ 3,6	+ 5,7	51,2	— 3,3	— 6,1
24	„ 3	41,0	— 7,0	—15,4	61,9	+ 2,9	+ 4,6	51,4	— 2,0	— 3,7
25	Wzorzec	50,5	—	—	54,5	—	—	52,5	—	—

Tabl. 8c. Obliczenie wyników doświadczeń porównawczych nad plennością różnych odmian buraków cukrowych.

C. Wyniki wyrównane metodą pojedynczego wzorca zbiorowego (Metoda Załęskiego b)

Numer porządk. działki	Nazwa odmiany	Plony rzeczywiste	Serja działek	Średnie arytmetyczne działek poszczególnych serji	Średnie arytmetyczne dwóch kolejnych serji	Plony względne poszczególnych działek w procentach liczb rubr. XXI	Plony obliczone z średniego ciężaru jednego buraka	Średnie arytmetyczne działek poszczególnych serji	Średnie arytmetyczne dwóch kolejnych serji	Plony względne poszczególnych działek w procentach liczb rubryki XXIV	Plony „kombinowane“	Średnie arytmetyczne działek poszczególnych serji	Średnie arytmetyczne dwóch kolejnych serji	Plony względne poszczególnych działek w procentach liczb rubryki XXVII	Nazwa odmiany
I°	II°	IV°	XIX	XX	XXI	XXII	VII°	XXIII	XXIV	XXV	X°	XXVI	XXVII	XXVIII	II d
1	Wzorzec	47,0	—	—	—	—	51,6	—	—	—	49,3	—	—	—	Wzorzec
2	Nr. 1	42,0	1—4	50,9	—	—	53,8	58,5	—	—	47,9	54,7	—	—	Nr. 1
3	„ 2	58,0	2—5	52,5	51,7	112,2	69,0	59,7	59,1	116,8	63,5	56,1	55,4	114,7	„ 2
4	„ 3	56,5	3—6	51,6	52,1	108,5	59,5	58,1	58 9	101,2	58,0	54,9	55,5	104,5	„ 3
5	Wzorzec	53,5	4—7	48,6	50,1	106,8	56,3	54,2	56,1	100,3	54,9	51,4	53,1	103,5	Wzorzec
6	Nr. 1	38,5	5—8	46,1	47,3	81,4	47,5	53,3	53,7	88,5	43,0	49,7	50,5	85,1	Nr. 1
7	„ 2	46,0	6—9	45,4	45,8	100,5	53,5	53,6	53,4	100,1	49,8	49,5	49,6	100,5	„ 2
8	„ 3	46,5	7—10	45,8	45,6	101,9	56,0	55,3	54,4	102,8	51,2	50,5	50,0	102,4	„ 3
9	Wzorzec	50,5	8—11	46,4	46,1	109,6	57,4	60,5	57,9	99,1	54,0	53,4	51,9	104,1	Wzorzec
10	Nr. 1	40,0	9—12	46,9	46,7	85,7	54,1	59,6	60,0	90,2	47,0	53,2	53,3	88,2	Nr. 1
11	„ 2	48,5	10—13	47,6	47,3	102,6	74 6	60,1	59,8	124,8	61,5	53,8	53,5	114,9	„ 2
12	„ 3	48,5	11—14	48,9	48,3	100,4	52,2	60,1	60,1	86,9	50,3	54,5	54,1	93,1	„ 3
13	Wzorzec	53,5	12—15	48,9	48,9	109,6	59,4	57,2	58,6	101,5	56,4	53,0	53,7	105,1	Wzorzec
14	Nr. 1	45,0	13—16	47,6	48,3	93,2	54,2	59,7	58,4	92,8	49,6	53,6	53,6	92,5	Nr. 1
15	„ 2	48,5	14—17	45,9	46,8	103,8	63,0	59,4	59,5	105,9	55,7	52,6	53,1	104,8	„ 2
16	„ 3	43,5	15—18	45,3	45,6	95,4	62,1	60,4	59,9	104,9	52,8	52,8	52,5	100,6	„ 3
17	Wzorzec	46,5	16—19	45,9	45,6	101,9	58,1	59,8	60,1	96,7	52,3	52,8	52,8	99,0	Wzorzec
18	Nr. 1	42,5	17—20	45,8	45,9	92,6	58,2	60,8	60,3	96,5	50,3	53,2	53,0	94,9	Nr. 1
19	„ 2	51,0	18—21	44,3	45,1	113,2	60,7	64,3	62,5	97,1	55,8	54,3	53,7	103,8	„ 2
20	„ 3	43,0	19—22	41,1	42,7	100,8	66,1	62,3	63,3	104,5	54,5	51,7	53,0	102,8	„ 3
21	Wzorzec	40,5	20—23	37,3	39,2	103,6	72,3	63,9	63,1	114,7	56,4	50,5	51,1	110,4	Wzorzec
22	Nr. 1	30,0	21—24	36,8	37,1	80,9	50,0	62,8	63,3	79,0	40,0	49,8	50,1	79,8	Nr. 1
23	„ 2	35,5	22—25	39,2	38,0	93,4	67,0	58,4	60,6	110,6	51,2	48,8	49,3	103,8	„ 2
24	„ 3	41,0	—	—	—	—	61,9	—	—	—	51,4	—	—	—	„ 3
25	Wzorzec	50,5		—	—	—	54,5		—	—	52,5		—	—	Wzorzec

Działka	1	47,0 k	— 1,9	3,61
„	5	53,5	+ 4,6	21,16
„	9	50,5	+ 1,6	2,56
„	13	53,5	+ 4,6	21,16
„	17	46,5	— 2,4	5;76
„	21	40,5	— 8,4	70,56
„	25	50,5	+ 1,6	2,56

$M_{\alpha} = 342,0 : 7 = 48,86 \pm 1,47 \quad \Sigma v^2 = 127,37$

$$m_7 = \sqrt{\frac{127,37}{7 \cdot 6}} = \pm 1,74$$

W podobny sposób obliczamy średnie plony i ich błędy średnie dla odmian Nr. 1, Nr. 2 i Nr. 3.

Nr. 1 39,67 ± 2,15
Nr. 2 47,92 ± 3,00
Nr. 3 46,50 ± 2,28

„*Plony względne*", t. j. w porównaniu z wzorcem obliczamy, rzecz prosta przez odejmowanie, błędy ich średnie zaś z znanego wzoru

$$m_{a+b} = \sqrt{m_a^2 + m_b^2}$$

Dla wielokrotnie już omawianych racyj przeliczamy otrzymane różnice i ich błędy średnie na procenty przeciętnego plonu wzorca, który wynosi 48,86 i otrzymujemy:

Plon względny odmiany Nr. 1 = — 9,19 k ± 2,77 = — 18,80% ± 5,68
„ „ „ Nr. 2 = — 0,94 k ± 3,47 = — 1,92% ± 7,11
„ „ „ Nr. 3 = — 2,36 k ± 2,87 = — 4,84% ± 5,88

2) Drugi sposób polega na obliczeniu *średnich arytmetycznych z plonów otrzymanych i pomnożenia przeciętnego ciężaru jednego buraka przez teoretyczną liczbę buraków na działce* (w naszym przykładzie 100) czyli z liczb podanych w kolumnie VII.

Średnie arytmetyczne: wzorzec 58,51 k ± 2,49
Nr. 1 52,97 k ± 1,52
Nr. 2 64,63 k ± 2,98
Nr. 3 59,63 k ± 2,01

Plony względne:

Nr. 1	— 5,54	± 2,92	— 9,47%	± 4,99
Nr. 2	+ 6,12	± 3,88	+ 10,47%	± 6,63
Nr. 3	+ 1,12	± 3,22	+ 1,91%	± 5,47

3) Proste średnie arytmetyczne dla plonów „kombinowanych" (kol. X) dały nam następujące liczby:

Wzorzec	53,69 k	± 0,96 k
Nr. 1	46,30 „	± 1,64 „
Nr. 2	56,25 „	± 2,21 „
Nr. 3	53,03 „	± 1,16 „

a więc „plony względne" w porównaniu z wzorcem roboczym.

Nr. 1	— 7,99 k	± 1,89 k
„ 2	+ 2,56 „	± 2,41 „
„ 3	— 0,66 „	± 1,51 „

albo w procentach wzorca

Nr. 1	— 17,8%	± 1,79%
Nr. 2	+ 4,9 „	± 4,42 „
Nr. 3	— 1,2 „	± 2,16 „

Metoda zwykła *wzorca roboczego* zastosowana do plonów, obliczonych powyższymi trzema sposobami (plony „rzeczywiste", „obliczone z ciężaru pojedynczego buraka" i „kombinowane") daje nam następujące wyniki:

4) dla plonów „rzeczywistych": (kolumna VI):

Nr. 1	— 18,7%	± 4,7%
Nr. 2	— 1,8 „	± 6,3 „
Nr. 3	— 4,8 „	± 3,9 „

5) dla plonów „obliczonych z ciężaru pojedynczego buraka" (kol. IX):

Nr. 1	— 10,7%	± 3,0%
Nr. 2	+ 9,3 „	± 6,4 „
Nr. 3	+ 0,8 „	± 3,0 „

6) dla plonów „kombinowanych": (kolumna XII):

Nr. 1	— 14,5%	± 3,2%
Nr. 2	+ 4,8 „	± 5,4 „
Nr. 3	— 2,0 „	± 3,0 „

B. Przy *wyrównaniu plonów metodą interpolacji* nie ma racji stosować obliczenia prostych średnich arytmetycznych,

lecz oblicza się wyniki metodą wzorca roboczego. Otrzymaliśmy, zależnie od tego, co przyjmujemy za najprawdopodobniejszy plon, następujące rezultaty:

7) dla plonów „rzeczywistych“ (kolumna XIV)

Nr. 1 — 18,3 ± 3,7
Nr. 2 — 1,8 ± 6,3
Nr. 3 — 5,1 ± 3,2

8) dla plonów „obliczonych“ z przeciętnego ciężaru jednego buraka (kolumna XVI)

Nr. 1 — 6,4% ± 2,7%
Nr. 2 + 9,3 „ ± 6,3 „
Nr. 3 + 0,3 „ ± 3,1 „

9) dla plonów „kombinowanych“ (kol. XVIII)

Nr. 1 — 13,7% ± 3,8%
Nr. 2 + 4,0 „ ± 4,6 „
Nr. 3 — 1,2 „ ± 2,1 „

C. Wreszcie przy zastosowaniu metody wyrównania zapomocą „pojedynczego wzorca zbiorowego“ otrzymujemy

10) dla plonów „rzeczywistych“ (kolumna XXII)

Nr. 1 — 18,4% ± 2,9%
Nr. 2 — 1,9 „ ± 2,4 „
Nr. 3 — 4,6 „ ± 2,5 „

11) dla plonów „obliczonych“ z ciężaru jednego buraka (kol. XXIV)

Nr. 1 — 12,8% ± 4,2%
Nr. 2 + 6,6 „ ± 5,3 „
Nr. 3 — 2,3 „ ± 4,6 „

12) Wreszcie dla plonów „kombinowanych“ (kol. XXVIII)

Nr. 1 — 15,6 % ± 3,1%
Nr. 2 + 2,6 „ ± 3,0
Nr. 3 — 3,5 „ ± 2,7

Powyższe 12 sposobów obliczania wyników doświadczenia nie wyczerpują wszystkich możliwości. Tak więc jeżelibyśmy się ograniczyli na metodach wyrównań, wyłożonych

w poprzednim rozdziale, to możnaby dodać: obliczenia metodą Mitscherlicha, metodą moją podwójnego wzorca zbiorowego, wreszcie wyrównanie plonów metodą regresji (na podstawie korrelacji między plonem a ilością brakujących roślin).

Sądzę jednak, że tych dwanaście sposobów wystarcza jako ilustracja.

Dla łatwiejszego zorjentowania się w otrzymanych wynikach podaję je zestawione w jednej ogólnej tablicy, której układ nie wymaga komentarzy. Wystarczy objaśnić, że pod wynikami, otrzymanymi przy zastosowaniu każdej metody, jest podana średnia arytmetyczna błędów średnich wszystkich trzech porównywanych odmian (Tabl. 9).

Przegląd liczb podanych w tej tablicy poucza nas na pierwszy rzut oka o olbrzymich różnicach, jakie otrzymujemy w zależności od zastosowania tego lub innego sposobu obliczania wyników doświadczenia. Tak więc przy metodzie (1) odmiana Nr. 1 wykazuje plenność o 18.8% mniejszą niż plenność wzorca roboczego z błędem średnim ±5,68. Mamy więc (wobec tego, że różnica ta przekracza przeszło trzykrotnie swój błąd średni) jakieś 10 000 szans przeciw jednej, że plenność jej jest rzeczywiście mniejsza niż odmiany użytej za wzorzec.

Jak wiemy *błąd prawdopodobny* w naszym wypadku będzie równy $\pm 5,68 \times 0,6745 = \pm 3,83$. Mamy więc prawo przypuszczać z prawdopodobieństew 75 na 100, t j. 3 przeciw 1, że różnica plenności między temi odmianami nie wynosi mniej niż $18,80 - 3,83 = 14,97$% na niekorzyść odmiany Nr. 1 i t.d.

Natomiast gdybyśmy o względnej plenności tych dwóch odmian chcieli sądzić na podstawie wyniku otrzymanego metodą (8), to zważywszy, że różnica na niekorzyść Nr. 1 wynosi 6,40% ± 2,70, t. j. 1,364 razy wzięty błąd średni, mamy 8,7 szans nc 100, że Nr. 1 jest plenniejszy niż wzorzec.

Widzimy więc, że od wyboru właściwej metody obliczania wyników doświadczenia zależy trafność wnioskowania.

Wyniki doświadczenia są w osobnej tabliczce uszeregowane w trzy kolumny poziome, według sposobu, którym obliczaliśmy plony absolutne. Jak się należało spodziewać, przy obliczaniu plonów względnych z plonów „kombinowanych“ (kolumna dolna), wyniki wypadły pośrednie między wynikami dwóch pierwszych poziomych kolumn. Błędy średnie w dolnej poziomej kolumnie są naogół znacznie niższe niż w dwóch górnych (średnio w kolumnie A—±4,58, w kolumnie B—±4,91, w kol. C—±3,72). A że również i prosta logika każe nam, jak widzieliśmy uważać wyniki z porównania plonów *kombinowanych* za prawdopodobniejsze niż obliczone z plonów *rzeczywistych* albo *z przeciętnego ciężaru* jednego buraka, więc oczywiście, ten sposób obliczania powinniśmy stosować.

Moglibyśmy wprowadzić jeszcze czwartą poziomą rubrykę dla plonów poprawionych metodą „regresji“. Metoda ta daje

ścisłe wyniki jednak tylko wtedy, kiedy pole jest względnie równe. W doświadczeniu którego część wziąłem do tego przykładu wahania co do plenności w różnych częściach pola, są tak wielkie, że zaciemniają one w znacznej części korrelację między gęstością i plennością. i otrzymamy współczynnik korrelacji jest wskutek tego za niski.

Z czterech sposobów obliczania plonów względnych, któreśmy w tym przykładzie zastosowali (4 pionowe kolumny) najmniejszy ogólny błąd średni wykazuje kolumna 4-ta (metoda *pojedynczego wzorca zbiorowego)*, mianowicie ±3,40. Następne miejsca zajmuje kolumna 2-ga (metoda zwykłego wzorca zbiorwego, zastosowana do plonów „niewyrównanych") t. j. ± 4,29, za nią idą kolumny 3-cia (metoda wzorcowa zastosowana do plonów „wyrównanych" zapomocą interpolacji) i 4-ta z przeciętnym błędem średnim ± 4,70.

Z porównania tych wszystkich wyników daje się wyciągnąć wniosek, że najblisze prawdy są prawdopodobnie wyniki, obliczone sposobem (12) t. j. z zastosowaniem metody „pojedynczego wzorca zbiorowego" do plonow „kombinowanych", a następne miejsce co do prawdopodobieństwa zajmują wyniki metodami 6 i 9.

Ja w praktyce stosuję, o ile mi chodzi o wielką ścisłość metoda (12); gdy mogą się zadowolić mniejszą ścisłością, to metodą (6); wymagającą znacznie mniejszego nakładu pracy przy obliczaniu.

Z Kliniki chorób wewnętrznych Akademji med. wet. we Lwowie.
(Dyrektor: Prof. Dr. Zygmunt Markowski).

STUDJA Z PATOLOGJI PORÓWNAWCZEJ CHORÓB WEWNĘTRZNYCH.

(Etudes sur la pathologie comparée des maladies internes).

Choroby zwierząt dziko żyjących.
(Maladies des animaux sauvages).

podał

STANISŁAW SMOLIŃSKI

Ciąg dalszy.

6. Tasiemcowate (Taeniidae).

Tasiemce są tworami złożonymi z mniejszych lub większych odrywek (członów) ułożonych jedne za drugiemi, w całości przypominające taśmę, początek której jest węższy aniżeli koniec, z czego wynika, że odrywki znajdujące się bliżej główki są znacznie mniejsze od odrywków tylnych. Każdy dojrzały odrywek posiada męski i żeński aparat rozrodczy, jest więc hermafrodytem. Odrywki nie posiadają przewodu pokarmowego ani naczyń krwionośnych. Odżywianie odbywa się w ten sposób, że pokarm w stanie rozpuszczonym dostaje się przez maleńkie na powierzchni odrywków znajdujące się otworki do ciała tasiemca, podczas gdy produkty przemiany wydalone zostają dwoma specjalnymi po stronach bocznych członów znajdującymi się kanalikami, które kończą się w ostatnim członie jednym otworem wspólnym. Powierzchnia ciała tasiemca pokryta jest delikatnym przeźroczystym oskórkiem (cuticula), pod którym znajduje się muskulatura i miąższ łączno-tkankowy.

Wnętrze ciała wypełnione jest parenchymą, w której u większości gatunków spotykamy tak zwane ciałka wapienne, których pochodzenie i znaczenie jest niewyjaśnione. Narządy wydzielnicze składają się zwykle z czterech głównych przewodów, idących parzysto po bokach ciała tak, że jeden przewód biegnie po stronie brzusznej, drugi po grzbietowej. Ujście narządów wydzielniczych znajduje się w ostatnim członie, przyczem albo wszystkie przewody uchodzą do wspólnego pęcherzyka,

który otwiera się na zewnątrz, albo każdy z przewodów kończy się osobnym otworkiem. Wzdłuż przewodów wydzielniczych biegną dwa podłużne pnie nerwowe stanowiące system nerwowy tasiemca.

Główka tasiemca uzbrojoną jest w narządy chwytne, dwie lub cztery przyssawki, obok których u wielu gatunków znajdują się ułożone w formie wieńca haczyki rozmaitego kształtu. Główka przechodzi bezpośrednio w szyjkę, w którem to miejscu w ciągu całego życia odbywa się stałe wyrastanie nowych członów. Wynika z tego, że w przedniej części człony są najmłodsze, a idąc ku tyłowi coraz starsze. Ilość członów u różnych gatunków tasiemców jest rozmaitą. Są tasiemce niemal wielkości mikroskopijnej, są też dochodzące 8—10 metrów długości. W każdym członie rozwija się drogą płciową pewna ilość jaj, które z początku gromadzą się w macicy, następnie opuszczają ją i z kałem zwierzyny wydalone zostają na zewnątrz. Z reguły ogromna większość jaj zostaje w członie. Każde jajo posiada otoczkę, wewnątrz której znajduje się zarodek dający się rozpoznać po charakterystycznych dla każdego gatunku zarodka haczykach.

Gdy jaja jakimkolwiek sposobem dostaną się do przewodu pokarmowego właściwego karmiciela, skorupka ich pod wpływem kwasu żołądkowego ulega rozpuszczeniu, a uwolnione zarodki przebijają błonę śluzową żołądka lub jelita i drogą naczyń krwionośnych lub limfatycznych dostają się do rozmaitych organów, w których po pewnym czasie zamieniają się w wągry.

Dojrzały wągr przedstawia się w postaci pęcherzyka barwy szaro-białawej zawierającego wewnątrz ciecz klarownowodnistą, wśród której widnieje główka zarodka. W miejscu, w którym wągr usadawia się powstaje reakcyjny proces zapalny otaczającej tkanki, doprowadzający z czasem do wytworzenia się otoczki tkanko-łącznowej. Z czasem wągry uledz mogą zwapnieniu, a w końcu obumarciu.

U rozmaitych gospodarzy posiadają wągry predylekcję usadawiania się w ulubionych częściach ciała. Wągr zająca cysticerus pisiformis, który jest formą przejściową tasiemca taenia serrata żyjącego w przewodzie pokarmowym psa, gnieździ się zazwyczaj na przeponie i na pawierzchni wątroby. Wągr dzika, sarny, jelenia i niedźwiedzia cysticercus cellulosae, którego tasiemiec taenia solium pasarzytuje w jelicie człowieka, usadawia się zwykle w mięśniach szkieletu i w sercu.

Szkody, jakie wyrządzają zwierzętom tasiemce pasorzytujące w ich przewodzie pokarmowym są wielorakie. Odbierają one zwierzętom część pokarmu, wydzielają jak wiadomo toksyczne substancje posiadające własności hemolityczne, dowodem czego jest zmniejszona ilość czerwonych ciałek we krwi żywiciela, podczas gdy ilość ciałek białych i eozynofilnych zwiększa się. Zarówno mogą wywołać tasiemce w jelicie zwierzyny przez

mechaniczne drażnienie stany kataralne błony śluzowej, niejednokrotnie powodują jej uszkodzenie, krwotok, a nawet perforują ściany jelita. Zmiany te zależą od rodzaju tasiemców, ich ilości i uzbrojenia główki.

Znane są przypadki u zwierząt domowych zwłaszcza u psów, gdzie tasiemce w tak wielkiej pasorzytują ilości, że zwijają się w kłębek i zatykają zupełnie światło jelita powodując nieraz śmierć zwierzęcia. Uszkodzenia mechaniczne błony śluzowej jelita wywołane przez tasiemce stanowić mogą bramę wejścia dla rozmaitych infekcyj bakteryjnych.

Tasiemce i wągry u poszczególnych zwierząt.

Taenia solium (tasiemiec długoczłonki). Tasiemiec ten sięgający 1—3 metrów długości pasorzytuje w jelicie człowieka wywołując, jak wiadomo, nieraz ciężkie objawy chorobowe. Wągr jego cysticercus cellulosae zdarza się najczęściej u trzody chlewnej, a ze zwierząt dziko żyjących u sarny, dzika, jelenia, daniela, niedźwiedzia i antylopy. Ulubionem jego miejscem są mieśnie szkieletowe, barkowe, pośladkowe, międzyżebrowe, karkowe, mięsista część przepony, język i mięsień sercowy. Rzadziej spotyka się go w innych organach. Zależnie od miejsca usadowienia się wągrów i ich ilości występują rozmaite zaburzenia chorobowe, mogące doprowadzić żywiciela nawet do zejścia śmiertelnego. Znane są przypadki u psów, które ginęły prawie nagle wskutek usadowienia się wągrów w mózgu.

Wągr tasiemca długoczłonkiego jest kształtu kulistego, barwy mlecznej, od wielkości główki szpilki do rozmiarów siemienia, a nieraz grochu dochodzący. Składa się z otaczającej go błony pasorzytniczej, wewnątrz której znajduje się klarowny płyn barwy żółtawej. W górnej części błony prześwieca punkt ciemniejszy od otoczenia, który jest zawiązkiem główki przyszłego tasiemca. Główka zaopatrzona jest w haczyki ułożone w 2 rzędy łatwo dające się widzieć pod mikroskopem.

Mięso dotknięte wspomnianymi wągrami spożyte przez ludzi w stanie surowym lub niedogotowanym jest szkodliwe, gdyż wągr w ich przewodzie pokarmowym wyrasta na tasiemca długoczłonkiego. Mięso dotknięte wągrzycą w znacznym stopniu jest niezdatne do spożycia, a w stopniu mniejszym dopuszczone może być do spożycia tylko w stanie wyjałowionym jako mięso deklarowane. Z punktu więc higjeny i w tym przypadku okazuje się potrzeba oględzin lekarsko-weterynaryjnych nie tylko mięsa pochodzącego ze zwierząt domowych, lecz i z dziko żyjących.

Taenia marginata (tasiemiec pochewkowy) żyje w jelicie psa, a nieraz znaleźć go można u wilka, a także u lwa. Dochodzi 1.5—3 m. długości i na pierwszy rzut oka podobny jest do tasiemca długoczłonkiego. Główka prawie czworoboczna, za-

opatrzona w 4 przyssawki 30—40 haczyków ułożonych wieńcowato. Bezpośrednio za głową biorą swój początek odrywki, z których każdy podstawą wystaje poza brzegi górnej części następnego odrywka. W środkowej części odrywki są szersze niż dłuższe, końcowe osiągają już długość 10—14 mm, szerokość 4—5 mm. Liczba odrywków dochodzi nieraz do 600. Jaja mieszczące się w rozgałęzionej macicy dochodzą do 0,03 mm, podobnie jak jaja tasiemca długoczłonkiego.

Formą przejściową opisanego tasiemca jest wągr zwany Cysticercus tenuicollis, przedstawiający się w postaci podłużno-owalnego pęcherza, wielkości czereśni, jabłka, a nieraz pięści człowieka. Różnorodność rozmiarów jest charakterystyczną cechą wągrów i pod tym względem różnią się one od wągrów cisticercus cellulosae, które z reguły są jednakiej wielkości.

Wągry, dla których ulubionem miejscem jest sieć, krezka, powierzchnia wątroby, rzadziej jelito, przepona, opłucna i otrzewna, zdarzają się głównie u bydła, owiec i trzody chlewnej, a ze zwierząt dziko żyjących u saren, jeleni, kozic i dzików. Podania, jakoby cysticercus tenuicollis zdarzał się u ludzi nie jest zgodne z prawdą.

Taenia coenurus (tasiemiec kręćka) żyje w jelicie psów głównie owczarskich; jest znacznie krótszy od poprzedniego, dochodzi 40—50 cm długości. Głowa więcej podłużna, gruszkowata, zaopatrzona w cztery małe przyssawki i w podwójny wieniec 22—32 haczyków. Początkowe odrywki krótkie, delikatne, dalsze kwadratowe, a końcowe przybierają kształt podłużny. W dojrzałych odrywkach uderza wielka ilość rozgałęzień bocznych macicy.

Wągr coenurus cerebralis żyje w mózgu, niekiedy w rdzeniu pacierzowym owcy, rzadziej bydła, wyjątkowo kozy, konia, kozicy i sarny. Infekcja zwierząt następuje przez zjadanie kału psiego zawierającego dojrzałe odrywki tasiemca kręćki, lub za pośrednictwem roślin albo wody zanieczyszczonej jego jajami. Wylęgła w przewodzie pokarmowym larwa wbija się w błonę śluzową jelita i bądź drogą naczyń limfatycznych bądź krwionośnych wędruje aż do miękkich opon mózgowych, nieraz wciska w substancję rdzenną, pozostawiając za sobą charakterystyczne ślady w postaci rowków. Zrozumiałem jest, że ruchy larw jako czynnik mechaniczny wywołują w mózgu przekrwienie lub stan zapalny, a z czasem gdy larwa przejdzie w stadjum dojrzałego wągra występują znane szczególnie hodowcom owiec kliniczne objawy tak zwanej kołowacizny.

Kołowaciznę podzielić możemy pod względem klinicznym na dwa stadja. Pierwsze zaczyna się 10—14 dnia po infekcji i charakteryzuje się objawami ostrego zapalenia mózgu i jego opon. W lekkich przypadkach stają się zwierzęta opieszałemi, potykają się o rozmaite przeszkody, rzadko wykonują ruchy przymusowe. W przypadkach cięższych czaszka przy dotyku

wrażliwa i o podwyższonej ciepłocie. Niektóre osobniki skręcają szyję na bok, oczy nabierają wyrazu dzikiego i niespokojnego. inne kręcą się wkoło i padają ze zmęczenia wśród ogólnych drgawek mięśniowych.

Stadjum drugie choroby występujące zwykle w 3—6 miesięcy po pierwszem daje obraz właściwej kołowacizny. Zwierzęta zazwyczaj zachowują się podobnie jak w stadjum pierwszem, objawy są jednak bardziej intenzywne, przyczem zauwaważyć się dają zaburzenia w świadomości, napady podobne do epileptycznych i wybitne ruchy kretaczkowe. Opisane objawy chorobowe obserwowano tylko u owiec; przypuścić należy, że podobne, jak podaje Ströse, występują i u sarny.

Rozpoznanie pewne kołowacizny zwłaszcza u zwierząt dziko żyjących dać może jedynie sekcja zwłok. Już w tydzień po infekcji daje się widzieć w korze mózgowej delikatne rowki, które jak wyżej wspomniano nie są niczem innem, jak śladami pozostawionemi przez poruszające się larwy. W drugiem tak zwanem chronicznem stadjum zauważamy 1—2 rzadziej więcej pęcherzy wągra, mieszczących się zwykle w półkulach mózowych, niekiedy w okolicy móżdżku. Pęcherz jest kształtu okrągłego albo podłużnego, od wielkości prosa do jaja kurzego dochodzący; wewnątrz którego znajduje się wielka ilość główek (scolices). Ostatnia okoliczność tłumaczy nam, dlaczego w jelicie psa, który spożyje choćby jednego wągra rozwija się tasiemców kilkadziesiąt, a nieraz kilkaset. Gnieżdżące się w mózgu wągry wywierają ucisk na substancję mózgową, która z tego powodu jest anemiczną i zanikłą. Gdy wągry osiągają znaczną wielkość uciskają również na kości czaszkowe, które nieraz stają się bardzo cienkiemi, przeświecającemi, a znane są nawet przypadki ich przedziurawienia. Dodać należy, że zwierzęta przy chorobie długotrwającej są bardzo wychudłe.

Leczenie kołowacizny tak domowych, jak i u dziko żyjących zwierząt środkami lekarskiemi jest bez znaczenia. Jedyną drogą jest operacyjne usunięcie wągrów w mózgu przy pomocy trepanacji. Ważne jednak znaczenie posiada profilaktyka. W tym celu należy w pierwszej linji dbać o leczenie psów przeciw tasiemcom, a z drugiej mózgi zwierząt dotknięte wągrami (c. cerebralis) należy nieszkodliwie usuwać a najlepiej palić.

T a e n i a e c h i n o c o c u s (tasiemiec wieńcogołwy cz. kilkuczłonki) najmniejszy z rodziny tasiemcowatych interesuje nie tylko lekarza, myśliwego, ale każdego człowieka, gdyż wągr jego zdarza się nieraz u ludzi wywołując tak zwaną chorobę b ą-bl o w c o w ą.

Tasiemiec jest 3—6 mm długi, złożony z 3—4 odrywków, z których ostatni i przedostatni posiada organa bezrodcze. Główka mała, zaopatrzona w podwójny wieniec haczyków. Żyje przeważnie w wielkiej ilości w jelicie cienkiem psa, szakala, wilka i lwa. Eksperymentalnie zakazić można kota. Pasorzyt ten jak-

kolwiek najmniejszy z tasiemców powoduje nieraz, szczególnie u psów, silne zaburzenia przewodu pokarmowego zwykle pod postacią krwotocznego zapalenia jelit, kończącego się często zejściem śmiertelnem.

Bąblowiec czyli wągr zdarza się w rozmaitych organach człowieka, małpy, bydła owcy, trzody chlewnej, rzadko konia, osła, psa, kota a ze zwierząt dziko żyjących dzika, jelenia, daniela, antylopy, tapira, żebry, żyrafy i kangura.

Infekcja bąblowcem następuje przez zjadanie kału chorego na tasiemca psa, lub za pośrednictwem pożywienia względnie wody zanieczyszczonej odrywkami albo jajami tasiemca. Jaja w żołądku tracą skorupkę, a zarodki wędrują do jelita, przebijają przy pomocy haczyków ścianę i dostają się jużto drogą naczyń krwionośnych jużto limfatycznych do rozmaitych organów. Główną siedzibą bąblowca wedle Lichtenfelda są płuca i wątroba; ostatnia atakowaną bywa szczególnie u trzody chlewnej i u dzika. Zajętą również bywa, choć rzadko śledziona, serce, tkanka łączna podskórna sieć i krezka. Zaniesiony do wymienionych narządów z prądem krwi lub limfy zarodek otacza się delikatną osłonką z czasem przybiera wygląd pęcherzyka, który wypełniony jest bezbarwnym, klarownym płynem. Naokoło pęcherzyka wytwarza się warstwa tkanki łącznej, która niejako chroni narząd przed szkodliwym wpływem bąblowca. Ilość pęcherzy bąblowcowych dochodzi nieraz do znacznej ilości. Ponsjakow podaje, że wątroba krowy naszpikowaną była 2400 bąblowcami i ważyła wskutek tego 66 kg. Rozmiary do jakich dochodzi bąblowiec są nieraz znaczne. Znane są przypadki w patologji ludzkiej, że bąblowce dochodzą do wilekości dłoni, a nawet głowy dziecka.

Objawów wywołanych przez bąblowce u zwierząt dziko żyjących dotychczas nie zdołano zaobserwować.

Bąblowce nie są szkodliwe zdrowiu ludzkiemu, gdyż larwy tasiemca wieńcogłowego spożyte przez człowieka w przewodzie pokarmowym dalej rozwijać się nie mogą. Chcąc oddać do konsumcji narządy dotknięte bąblowcami należy je powycinać i zniszczyć, gdyż w przeciwnym razie łatwo spożyte mogą być przez psy, dając w ten sposób możność zakażenia ich.

Narządy, w których bąblowce nagromadzone są w znacznej ilości, należy w całości zniszczyć.

T a e n i a s e r r a t a (t. piłkowany) sięgający $^1/_2$—2 m długości, składający się z około 400 odrywków, posiada główkę zaopatrzoną w przyssawkę i 34—38 haczyków ułożonych w 2 wieńce. Początkowe odrywki są bardzo małe, następne są większe i przybierają kształt kwadratowy. Jak sama nazwa wskazuje tasiemiec ma wygląd zębaty, który pochodzi stąd, że wyrosłe odrywki w przedniej części są węższe, a w tylnej szersze, tak, że tylne kąty każdego odrywka wystają poza przednie. Żyje w jelicie psa i lwa.

Wągr Cystercus pisiformis pasorzytuje w jamie brzusznej zajęcy, królików domowych i dzikich. Sposób zakażenia wągrem jest podobny jak przy bąblowcu. Jaja w żołądku zajęcy tracą skorupkę a uwolnione larwy wędrują do jelita cienkiego, przebijają błonę śluzową i dostają się do rozgałęzień żyły wrotnej wątroby. Niektóre zarodki wciskają się do naczyń włosowatych i do żył wątrobowych i z krwią zaniesione być mogą do płuc rzadziej do innych organów. W wątrobie pasorzyty przebijają ściany naczyń, usadawiają się na jej powierzchni, inne przebijają torebkę wątrobową i dalej rozwijają się w sieci, w krezce lub otrzewnej.

Zmiany anatomo-patologiczne, które dla rozpoznania wągrzycy zajęczej są miarodajnemi dotyczą głównie wątroby. Powierzchnia jej często nierówna, guzowata, wskutek osadowienia się wągrów, tu i ówdzie pokrytą jest nalotami włóknikowymi. Gdy schorzenie ma charakter świeży, wągry, dają się łatwo odosobnić, a nawet po zanurzeniu wątroby do wody same odpadają. W przypadkach starszych wągry ulegają tłuszczowemu zwyrodnieniu, a w końcu zwapnieniu i wówczas przy sekcji widzimy na powierzchni wątroby guzki barwy szaro-żółtej wielkości maku lub siemienia, w których mikroskopowo wykazać można haczyki przyszłego tasiemca. Zwapniałe pasorzyty na pierwszy rzut oka przypominają zmiany gruźlicze, dlatego badanie mikroskopowe w tych przypadkach ma główne znaczenie rozpoznawcze. W jamie brzusznej znachodzimy niekiedy krwawy płyn, a w nim pewną ilość młodocianych form wągrów. Otrzewna wówczas przedstawia obraz ostrego zapalenia.

Cystericus pisiformis zdarza się często u królików domowych jak i u zajęcy, a u ostatnich znane są przypadki charakteru epizootycznego. Niektórzy myśliwi mylnie nazywają schorzenie to syfilisem albo wenerją zajęcy.

Objawy chorobowe obserwowane u królików domowych polegają nieraz na gwałtownych podskokach, piskach i szybkiem zejściu śmiertelnem. Zwykle jednak choroba przebiega przewlekle, zwierzęta tracą z pocztku apetyt, humor, słabną, zdradzają znaczne pragnienie i wśród objawów charłactwa giną.

W zwalczaniu wągrzycy zajęczej główną rolę odgrywa tępienie wałęsających się psów, które częstokroć dotknięte tasiemcem piłkowanym wydalają z kałem odrywki i jaja, które spożyte przez zajęce dają początek ich zakażeniu. Dlatego poddawanie psów a szczególnie myśliwskich i owczarskich kuracji przeciwtasiemcowej przynajmniej 2 razy w roku ma wielkie znaczenie. Środkami lekarskimi najczęściej do tego celu używanymi jest kamala w dawce 3—6 gr, który obok własności przeciwrobaczych posiada również zdolności wywoływania wzmożonego ruchu robaczkowego jelit. Drugim środkiem jest wyciąg z paproci (Extractum filicis maris) podawany zwykle w kapsułkach żelatynowych i dawce od 1—4 gr. Po zadaniu tego środka należy podać po pól godziny środek przeczyszczający. Wnętrz-

ności a szczególnie wątroba chorych zajęcy i królików należy nieszkodliwie usuwać, najlepiej palić, albo skarmiać przez trzodę chlewną, która na zakażenie wągrami zajęczymi nie jest wrażliwa. Handlarze dziczyzny powinni być w tym kierunku pouczeni.

Narząd dotknięty wągrami Cysticercus pisiformis spożyty przez człowieka nie powoduje żadnych następstw chorobowych, gdyż wągry w przewodzie pokarmowym ludzi dalej rozwijać się nie mogą. Mięso jednak pochodzące ze zwierzyny z powodu wągrzycy silnie wychudłej i w organach której skonstatowano znaczną ilość wągrów oceniać należy jako mniej wartościowe, względnie niezdatne do użytku.

Taenia crassicollis (tasiemiec koci) pasorzytuje w jelicie cienkiem kota, żbika i wilka. Dochodzi 15—60 cm długości, główka uzbrojona w 4 silne przyssawki i 29—52 (zwykle 34) haczyków.

Wągr zwany Cisticercus fasciolaris żyje w wątrobie myszy, i szczurów, przez zjadanie których zakażają się koty i naodwrót myszy i szczury zakażają się przez spożycie cząstek kału kociego, zawierającego odrywki, które posiadają zdolność poruszania się zwykle łatwo dostają się na porozrzucone po polu ziarna zboża. Myszy i szczury równocześnie z ziarnami zboża zjadają odrywki tasiemca.

Z innych mniej ważnych tasiemców na uwagę zasługują:

Moniczia expansa najczęstszy tasiemiec owcy, rzadziej bydła, kozy, sarny i kozicy. Długi 4—5 cm, główka zaopatrzona w 4 przyssowki, człony dojrzałe około 30 mm długie. Pasorzyt wywołuje u jagniąt zarazę tasiemcową.

Ctenotaenia pectinata 18—40 cm długi, główka bardzo mała, odrywki szersze niż dłuższe, żyje w jelicie zajęcy i w przypadkach znacznej inwazji wywołuje poważne zmiany.

Taenia ovata żyje w jelicie cienkiem lisa. Główka jajowata, przyssawki mieszczą się na środku głowy.

Andrya pectinata żyje w jelicie cienkiem zajęcy, dochodzi 60—80 cm długości, 5 mm szerokości.

Andrya cuniculi około 1 m długi, główka mała, w całości dość cienki, żyje w jelicie cienkiem zajęcy, dzikich i domowych królików, przy znaczniejszej inwazji szkodliwy jest zdrowiu żywicieli.

c. d. n.

———————

WIADOMOŚCI BIEŻĄCE.

SPRAWOZDANIE

z pokazu bydła w Besku, dnia 5 listopada 1925.

W roku bieżącym projektowano urządzenie pokazów w naszych lepszych centrach hodowlanych, a to dlatego, — aby tamtejszą ludność przekonać, że Rząd zaczyna się hodowlą interesować i popierać. Było to wskazane, bo ludność przyzwyczaiła się do takiej opieki w czasach przedwojennych, podczas rządów zaborczych.

Na utrzymaniu hodowli na poziomie przedwojennym, zależy bardzo Towarzystwu gospod. I zależyć winno Rządowi, ściśle Ministerstwu Rolnictwa.

Wychodząc z tego założenia, dla bydła simentalskiego przeprowadzono pokaz w Jezupolu i Kamienny, a przystąpiono do pokazu w Sanoku. Besko zostało wybrane przez tamtejszych ziemian i włościan.

Przypomnieć muszę, że okolice Sanoka to kolebka hodowli naszego bydła simentalskiego. Przed czterdziestu laty powstały obory zarodowe pełnej krwi półkrwi i liczne obory tak zwane „zarodowe gminne". Przytoczę tylko niektóre pełnej krwi lecz trwalsze w bycie, jak: Buków, Zarszyn, Rymanów, Niebocko, Klimkówka, Olszanica, Besko, Posada sanocka i inne.

W roku 1912 i 1913 przeprowadzono rewizję rejonów hodowlanych, ze względu na rasy. Cały powiat sanocki, znaczna większość liskiego, brzozowskiego i dobromilskiego zarezerwowano dla bydła simentalskiego z wielką korzyścią dla tamtejszej ludności. Przypominam, że były żądania aby dla simentalerów rejon rozszerzyć znacznie. Żądano aby przez Chyrów, Niżankowice iść aż do południowego powiatu przemyskiego. Motywowano to tem, że wzgórza podkarpackie rozciągają się aż pod Przemyśl, a przeto mają korzystne warunki dla simentalerów. Miało się znachodzić w tamtych okolicach wiele bydła może nie simentalskiego lecz berneńskiego. Bardzo gorąco za tem przemawiał pan Janecki i inni. Może jednak źle się zrobiło nie uwzględniwszy tych wniosków.

Do wybuchu wojny światowej okolice Sanoka uważaliśmy za doskonały okręg dla bydła simentalskiego i był to wielki dorobek Towarzystwa gospodarskiego.

W roku 1916 i 1917 poszukując w kilkunastu powiatach środkowej i zachodniej Galicji, ze strony ówczesnej Centrali Odbudowy Galicji, wyewakuowanego i zrabowanego najcenniejszego materjału zarodowego

z okolic dzisiejszego Województwa stanisławowskiego, przekonałem się, że bydło simentalskie w okolicach Sanoka wyszło szczęśliwie obronną ręką z zawieruchy wojennej. Tegoroczny pokaz wykazał dosadnie, że bydło simentalskie dla naszego Podkarpacia i Karpat wywalczyło sobie pełne obywatelstwo a ludność zasłużyła na zupełne uznanie za zamiłowanie do hodowli i zdolności. Dla ludzi zajmujących się hodowlą taki korzystny wynik niebył całkiem niespodzianką. Na taki liczyliśmy. Uczestnicy pokazu muszą przyznać, że hodowla bydła simentalskiego stoi na tym samym poziomie co i w Jezupolu, Piadykach, Kamienny i wielu innych. A o tej hodowli swojego czasu szef sekcji hodowlanej przy austrjackim Ministerstwie rolnictwa śp. Kadisch wyrażał się nadzwyczaj pochlebnie i oświadczył, że ma wrażenie jakoby był w Szwajcarji, a nie we wschodniej Galicji. Takie słowa słyszałem sam od Kadischa. Więc były to słowa człowieka tej miary jakim był Kadisch, mimo, że był reprezentantem zaborczego rządu, mimo, że Wiedeń powinien być rzecznikiem algaerów, pizgauerów i innych uprzywilejowanych własnych ras.

Przed pokazem w Besku spotkały nas dwa wypadki niezmiernie przykre a dla mnie całkiem niezrozumiałe. Na kilkanaście dni przed pokazem otrzymaliśmy z Wydziału hodowli przy Ministerstwie Rolnictwa rozporządzenie, że na tym pokazie wolno nam premiować materjał żeński rasy simentalskiej, ale nie wolno nam premiować buhaji tej rasy, lecz tylko buhaje rasy c z e r w o n e j p o l s k i e j. A więc nie dozwolono premjować buhaji simentalskich tam, gdzie materjał żeński był w y ł ą c z n i e simentalski i to wysokiej klasy. A natomiast mieliśmy premiować czerwone polskie, których dzięki Bogu nie było całkiem, tak samo jak i krów. Gdyby czerwone polskie na pokazie się znalazły i zostały premiowane, uzyskałyby przezto pierwszeństwo przed simentalskiemi, ludność zachęcałoby się do używania ich na materjał żeński, a więc dążyłoby się świadomie do zniszczenia wielkiego doskonałego dorobku hodowlanego. W końcu zastosowując się do takiego zarządzenia, komisja premiująca buhaje stanęłaby w sprzeczności z przestrzeganą u nas ustawą o licencjonowaniu buhaji. To nieszczęśliwe rozporządzenie motywowano: że tamtejsza hodowla bydła simentalskiego tworzy małą enklawę, którą trudno będzie utrzymać, — a l e n i e w i e m p r z e d j a k i m z a l e w e m, przed jaką rasą? bo nie widzę aby jakaś inna rasa odważyłaby się stanąć do konkurencji.

Obszar zajęty przez simentalery w tamtych stronach to nie enklawa lecz wielka połać kraju. Obszar taki gdzieindziej zupełnie wystarczy na stworzenie i utrzymanie oddzielnej rasy. Przykładem tego może być bydło Groningen w Holandji, Fryburgów i Fruttig w Szwajcarji, Montafunerów w Przedraulji i wielu innych. Na wystawie we Wiedniu w roku 1913 widzieliśmy cały szerek ras z Karyntji, Styrji i innych.

Nasuwa się pytanie jakie bydło damy tamtejszej ludności, niszcząc rasę simentalską?? Z rozporządzenia wynika, że tam ma być wprowadzone bydło czerwone polskie. Niestety — po czterdziestoletniej pracy nad temi autochtonami doszliśmy do tego, że w zachodniej Galicji w rasie czerwono polskiej nie można wykazać takiego wyłączonego skupienia jakie mamy tutaj u simentalerów. To już nie rasa obca szwajcarska, lecz

nasza doskonała górska czerwono krasa. Północne Węgry nie nazywają jej już simentalską lecz „b o n i a d i“. Przed laty czterdziestu gdy się zaczęła praca celowa nad uszlachetnieniem bydła czerwonego polskiego należałem również do tych ofiarnych hodowców. Po kilkunastu latach musiałem dać spokój z taką niewdzięczną pracą, bo pracując na cudzem, nie wolno mi było przez hodowle modnego chwilowo w tym czasie bydła czerwono polskiego, narażać właściciela na dotkliwe straty.

O dzisiejszej wartości tego bydła, o zaletach im imputowanych i o wadach, których bez kwestji wiele posiadają, trudno mi w tem sprawozdaniu mówić. Jak dotąd bydło to jest zupełnie nie mleczne i co gorsze — bardzo późno dojrzewające. A przecież takie późne dojrzewanie jest właściwością tylko ras niekulturalnych. W czasie gdzie Rząd nie może się zdobyć na ustawę o licencjonowaniu buhaji, o którą większość organizacyj nawołuje — nie postarawszy się poznać stanu hodowli w Sanockiem — nie zasięgnąwszy zdania kół fachowych — albo polegając na błędnej opinji — odważyło się skreślić poważne centrum doskonałej hodowli. Ponieważ mi idzie litylko o dobro hodowli, życzę gorąco zwolennikom rasy bydła czerwono polskiego, aby po latach czterdziestu mogli się pochwalić taką hodowlą, jaką mamy w bydle simentalskiem, pomimo, że najcenniejsze obory zarodowe pełnej krwi, materjał czołowy wojna zniszczyła doszczętnie.

A teraz drugie niewyjaśnione postąpienie Ministerstwa Rolnictwa.

Na pokazy dotychczas delegowano reprezentanta. Do Beska nikt nie przybył.— A przecież wyrokując o tym okręgu tak bezwzględnie, należałoby starać się tamtejszą hodowlę poznać przez delegata znającego się na hodowli.

Pytam się z jakiego źródła czerpało Ministerstwo Rol. wiadomości o bezwartościowym stanie tamtejszej hodowli, które spowodowało zamiar jego skreślenia?? Delegat Min. Rol. byłby się przekonał naocznie o stanie hodowli, o wielkiem zamiłowaniu tamtejszej ludności do bydła simentalskiego i może nie miałby odwagi proponować im wprowadzenie innej rasy. Przy takiej zasadniczej zmianie, należałoby zasięgnąć opinji i decyzji samej ludności, tamtejszych włościan, — hodowców, bo tu w pierwszej linji o ich dobrobyt idzie. Mam przekonanie, że po dokładnem zbadaniu stanu bydła w powiatach Dolina, Turka i Lisko, dla dobra hodowli i ludności, trzeba będzie te okolice zarezerwować także dla simentalerów. Przez ewakuacje pawiatów wschodnich wiele simentalerów w te powiaty zewędrowało i zostało. Jednem słowem całe Podkarpacie od Śniatyna aż do Rymanowa zamknąć wyłącznie dla bydła simentalskiego. Można je nazwać górskiem czerwono krasem bydłem krajowem. Komisja premjująca nie mogąc premjować buhaji premjami pieniężnemi, lecz chcąc uniknąć uzasadnionego rozgoryczenia ludności, przyznała lepszym buhajom simentalskim — listy pochwalne Towarzystwa Gospod.

P r e m j o w a n i e w c y f r a c h.

Bydło doprowadzono z 18. gmin. Ogółem stanęło:

7 buhaji w wieku nad 15 miesięcy.

33 buhajków niżej 15 miesięcy.

442 krów i wysoko cielnych jałówek.

44 jałowek starszych nad 6 miesięcy.
Razem sztuk 526.

Bydło mimo niekorzystnych warunków żywienia letniego, w doskonałej kondycji. Stosując się do rozporządzenia, nie przyznano krowom pierwszego stopnia, bo nie miały oficjalnej mleczności. Wszystko bydło wyłącznie rasy simentalskiej. Rasy czerwonej polskiej nie było całkiem a nawet nie było rasy „krajowej" o której się teraz z Warszawy słyszy. Co to jest ta krajowa nie wiemy — bo niema ustalonych dla nich cech. W naszem pojęciu pod bydłem krajowem rozumiemy bezwartościowy konglomerat różnych obcych ras. Taki buhaj „rasy krajowej" to metys, którego profesor Rostafiński zupełnie słusznie uważa za największego wroga hodowli.

Przyznano:

26	krów i cielnych jałówek otrzymało	II	klasę	t. j.	po	12	Zł	premii.
52	„ — — „	III	„	„	„	8	„	„
83	„ „ „ „	IV	„	„	„	6	„	„
5	cieliczek w wieku ponad 6 miesięcy	II	„	„	„	8	„	„
10	„ „ „ „ „	III	„	„	„	6	„	„
7	„ „ „ „ „	IV	„	„	„	4	„	„

Razem premjowano 161 krów i 22 jałówek, czyli ogółem 183 sztuk co odpowiada 38% doprowadzonego bydła.

Ogólna suma wypłaconych premji wyniosła 1384 zł z czego przypada na zasiłek Min. Rol. 902.66 a na miejscowe organizacje samorządowe 451.34 zł.

Dalej przyznano:

1) Panu Stanisławowi Grodzickiemu z Bzianki za grupę hodowlaną składającą się z 13 krów, 3 buhajków — mały medal srebrny Min. Rol.

2) Panu Janowi Wiktorowi z Zarszyna za grupę 1 buhaja, 5 krów i 3 jałówek — mały medal srebrny Towarzystwa Gospod.

3) Panu Władysławowi Grotowskiemu z Jaćmierza za grupę 7 krów, 2 jałówek i 1 buhaja medal brązowy Min. Rol.

4) Pani Anieli Ostaszewskiej z Klimkówki za grupę 1 buhaja, 3 buhajków i 5 krów medal brązowy Tow. gospod.

5) Panu Jaroszowi z Rymanowa za krowę list pochwalny Min. Rol.

Za buhaje listy pochwalne Towarzystwa Gospod. otrzymali:

a) Ksiądz Stanisław Knap z Beska.
b) Piotr Braniak z Głebokiej.
c) Jakób Knurek z Gdowa.
d) Jan Drozd z Beska.
e) Jan Kozak z Beska.

Za bardzo gorliwą, bezinteresowną a często ofiarną współpracę przy urządzeniu pokazu, wysłano od Towarzystwa gosp. wyrazy podziękowania: p. Kazimierzowi Pozniakowi z Głębokiej, P. Bobakowi naczelnikowi gminy Beska. P. Kisialewskiemu kierownikowi szkoły w Besku i P. Jerzemu Myczkowskiemu dzierżawcy Beska.

Lwów, w listopadzie.

Reichard.

Mycie jaj kurzych.

W jednem z czasopism rolniczych spotkałem artykuł, w którym autor biadając nad niedomaganiami naszej hodowli drobiu, z szczególnym naciskiem wspomina, iż jednym z powodów taniości jaj polskich zagranicą jest to, że ich się u nas — przed wywozem — nie myje.

Hodowla drobiu i handel jajczarski jest u nas dotychczas dziedziną, która od czasu do czasu daje temat do zabierania w prasie głosu — osobom niedostatecznie poinformowanym o tym przedmiocie.

Stąd nieraz mentorowie tacy okazują się często laikami mało obznajomionymi z zagadnieniami, o których silą się wygłaszać decydujące opinje i wskazywać drogi do naprawy zauważonych przez nich rzekomych wad i braków, czy to w hodowli drobiu, czy to w handlu jajami.

Ministerstwo rolnictwa w Danji, na której przykład tak często się powołujemy, pragnąc poprawy rodzimych stosunków gospodarczych, przestrzega przed myciem jaj, które uważa za niedopuszczalne w żadnym razie.

Ostrzeżenie takie, w formie urzędowego rozporządzenia jest tam atoli następstwem innych przepisów eksportowych, które się odnoszą do jaj, wywożonych z Danji, gdyż nie zachodziła dotąd w żadnym kraju potrzeba — tego rodzaju pouczeń i zastrzeżeń, z tego choćby powodu, iż żaden eksporter nigdy jaj nie poddawał myciu, wiedząc, że ono szybko sprowadza ich psucie się.

Zwróciwszy uwagę na wspomniany zgoła nieuzasadniony zarzut zaniedbania mycia jaj, skorzystam ze sposobności wyjaśnienia dlaczego zabieg ten jest szkodliwy. Błonka podskorupowa, która otacza jajo utworzona jest z substancyj organicznych. Skorupa jaja jest, jak wiadomo tak duża, że treść jego nie wypełnia jaj w całości, pozostawiając na tępym końcu małą przestrzeń, wypełnioną powietrzem.

Ta komora powietrzna powiększa się przy dłuższem leżeniu jaj, a miękka początkowo, chociaż sprężysta błonka podskorupowa, twardnieje.

Jajo, opuszczając jajowód, zostaje otoczone warstwą śluzu, który natychmiast zasycha. Śluz ten tkwiący w porach skorupy, chroni w pewnym stopniu treść jaj od zbyt silnego dostępu powietrza. Owa warstwa śluzu rozpuszcza się mniej lub więcej szybko, w każdym płynie co, odtyka tem samem pory skorupy wapiennej i w następstwie ułatwia szybkie wniknięcie powietrza do wnętrza jaj.

Jaje przechowuje się niezmienione tem trwalej, im mniejsza jest wymiana gazów jego wnętrza z otaczającem je powietrzem. Na tej podstawie polegają wszystkie metody konserwowania jaj, które mają wyłącznie na celu uszczelnienie pór w skorupach jaj, ażeby niedopuścić do wnikania do nich powietrza, będącego przewodnikiem rozmaitych gnilnych bakteryj. Osiąga się to najlepiej konserwując jaja w płynach, podczas gdy przechowywanie jaj w chłodniach zapobiega skutkiem niskiej temperatury dostępowi lub dalszemu rozwojowi szkodliwych bakteryj.

Jeżeli jaja o skorupach brudnych zanurza się w płynie lub zmywa jakimkolwiek środkiem, wówczas razem z brudem ulega rozpuszczeniu warstwa śluzowa, otwierając tem samem pory skorupy.

W następstwie odbywa się ułatwiona wymiana gazów pomiędzy wnętrzem jaja i powietrzem, które je otacza, co upośledza odporność jaj na psucie się.

Łącznie z tem brud zewnętrzny, będący siedliskiem rozmaitych bakteryj, skutkiem zetknięcia się z wilgotną, sprzyja szybkiemu rozwojowi tych drobnoustrojów, które w następstwie uwolnienia pór w skorupie jaj od zatykającej je poprzednio substancji śluzowej, zyskują możność usadowienia się w nich, a stąd wnikają do wnętrza jaj.

Obojętnem dlatego procesu jest, czy do mycia jaj użyto zwykłej wody, lub też z dodatkiem octu, esencji octowej, kwasu solnego, mydła, słowem mniej lub więcej ostrych środków.

Dlatego też z punktu zarówno naukowego, jakoteż praktycznego należy odradzać od mycia jaj (o ile te nie są przeznaczone do szybkiego spotrzebowania).

Warstwa brudu na skorupie jaj jest tylko wadą piękności, którą można przed użyciem usunąć, podobnie jak n. p. płucze się i myje ziemniaki przed użyciem.

Jaj zaś przeznaczonych do eksportu lub przechowania w chłodniach żadną miarą myć nie można, a tylko przez ścisłe i umiejętne sortowanie dbać o wyłączanie z danych partyj jaj brudnych, wskutek znoszenia je przez kury w gniazdach zanieczyszczonych.

I. V.

Zmierzch jaj wapiennych.

Od lat z górą pięćdziesiąt to jest od czasu, gdy jaja stały się przedmiotem handlu międzynarodowego, odgrywały jaja wapienne czyli kalcjonowane bardzo ważną rolę w miesiącach jesiennych i zimowych.

Konieczność przechowywania nadmiaru jaj w okresie wydatnej nieśności kur — na czas zaniku produkcji jaj — spowodowała kupców i eksporterów jajczarskich do czynienia odpowiednich zapasów jaj, ku czemu dla ochrony ich od zepsucia okazała się potrzeba ich odpowiedniego zakonserwowania.

W początkowym okresie przechowywania jaj w wapnie używano do tego beczek, najrozmaitszej wielkości i wszelkiego rodzaju naczyń, dochodząc w końcu do budowy specjalnych żelazno-betonowych basenów, przeznaczonych na ten cel. Z biegiem czasu umieszczanie jaj w masie wapiennej ustąpiło zanurzaniu ich w mleku wapiennym, a w końcu w cedzonej wodzie wapiennej.

Metodzie tej, — która doszła już do szczytu doskonałości, zaczyna od dwu ostatnich lat — zagrażać poważnie chłodnictwo, gdyż jaja konserwowane w chłodniach znajdują coraz szerszy zbyt, wypierając zwolna z rynków jaja wapienne.

Zjawisko to ma swoją uzasadnioną przyczynę gospodarczą, gdyż jajami złożonemi w chłodni można swobodnie dysponować, aniżeli zanurzonemi w wodzie wapiennej.

Z chłodni można w każdym czasie i w każdej ilości zabierać jaja, podobnie można je zawsze tam umieszczać nawet w jesieni. Przeciwnie jaja zanurzone z wiosną w basenach można z nich usuwać tylko w jesieni i to w znacznych partjach, a doświadczenie sprzeciwia się wydobywaniu

jaj z basenów już po kilku tygodniach i następnie dopełnianiu tych zbiorników świeżemi jajami.

W zasadzie, jaj wapiennych nie powinno się wybierać z basenów przed upływem 5 miesięcy.

Pozatem jaja z chłodni przewyższają jaja wapienne swą watrością użytkową, gdyż można je gotować podobnie jak świeże, podczas gdy jaja wapienne po upływie kilku dni od ich wydobycia z basenu nadają się tylko do użytku w kuchni i do pieczywa.

Do wypierania z rynków jaj wapiennych przyczynia się jeszcze wzrastające coraz bardziej używanie przez cukiernie, fabryki ciast i keksów, — jaj sprowadzanych z Chin i innych krajów, w formie suchych konserw lub jaj mrożonych.

Są to jaja bez skorupy wraz z żółtkiem i białkiem, bądź też oddzielnie żółtko i oddzielnie białko, zawarte w naczyniach blaszanych szczelnie zamkniętych, przewożonych do Europy w lodowniach okrętowych.

W następstwie wspomnianych okoliczności w Europie maleje zainteresowanie się jajami wapiennemi i okazuje się coraz dobitniej potrzeba zastosowania nowych metod konserwowania jaj, gdyż jaja wapienne tracą stopniowo rację dalszego bytu.

Doświadczenia ostatnich dwu lat pouczają nas, że import jaj sprowadzanych z Chin bądź w skorupie bądź w formie konserw, jako jaje mrożone lub w proszku przybiera formy coraz bardziej wzrastającego współzawodnictwa z produkcją jaj naszego kontyngentu, które wymaga dostosowania się do nowych wymogów.

Jest zatem rzeczą prawie pewną, że wobec stałego pojawienia się masowego na rynkach zagranicznych jaj z Chin — te taniością swoją znacznie utrudniają zbyt europejskich jaj wapiennych do celów przemysłowych, zaś wzrastający popyt na jaja z chłodni uniemożliwi zbyt jaj wapiennych na konsumcję.

Z tego powodu aktualną okazuje się i u nas kwestja przechowywania jaj w chłodniach.

W Polsce przemysł chłodniczy dotychczas właściwie nie istnieje, gdyż nieliczne chłodnie, które się u nas znajdują są urządzone tylko bądź w współczesnych rzeźniach, bądź też w niektórych przedsiębiorstwach mleczarskich, gdzie służą wyłącznie do konserwowania odnośnych produktów.

Z tego powodu tutejsi eksporterzy jaj zmuszeni są już w tym sezonie do korzystania z chłodni zagranicznych, które w innych państwach zachodnich są bardzo rozpowszechnione i służą do przechowywania rozmaitych artykułów żywności.

I. V.

Wpływ czasu gotowania na wartość odżywczą pożywienia.

Dr. E. Friedberga do doświadczeń skłoniły własne spostrzeżenia. Mianowicie autor zmuszony jadać obiady w restauracji w różnej porze zauważył, że po obiedzie zjedzonym późno czuł się głodny, chociaż porcje dla prędzej czy później jadających były jednakowe.

Autor przeprowadził więc doświadczenia na 2. serjach szczurów z tego samego rzutu, jednym podawał jedzenie restauracyjne gotowane długo, a drugim taką samą ilość tego samego pokarmu gotowanego krótko, zresztą jednakowo były trzymane i pielęgnowane. W przeciągu 2. miesięcy szczury I-szej serji przybrały na wadze 170%, a drugiej serji 448% początkowej wagi. Szczury, które dostawały pokarm długo gotowany zjadały wszystko w 15', a szczury na pokarmie krótko gotowanym zjadały w czasie 30 razy dłuższym, nawet czasem zostawiały. Zresztą zachowanie się, temperament obu seryj były jednakowe. Dodawanie większej ilości tego samego pokarmu dla szczurów na pokarmie długo gotującem się wystarczało zupełnie, by rozwijały się i rosły jak szczury na pożywieniu krótko gotowanem. W następnem doświadczeniu podawał autor pokarm w stanie surowym, gotowanym krótko i długo. Tu okazało się, że pokarm w stanie surowym ma jeszcze większą wartość odżywczą od krótko gotowanego. Podobnie i w doświadczeniu na starszych szczurach stwierdzał autor, że szczury żywione pokarmem długo gotowanym traciły nawet na wadze, podczas gdy szczury na pokarmie krótko gotowanym stale przybierały na wadze. Dalsze doświadczenia wykazały, że jajka surowe mają większą wartość odżywczą od gotowanych na miękko, a te ostatnie od gotowanych na twardo. Autor wyklucza tu wpływ braku witamin, bo objawów żadnych nie zauważył, zwierzęta miesiącami czuły się dobrze, dodatek ciał zawierających witaminy nie wpływał wcale na zwiększenie wagi ciała, natomiast podanie karmy w stanie surowym lub karmy krótko gotowanej odrazu wywierało wybitny wpływ.

Sprawa ta może mieć ogromne znaczenie dla gospodarstwa społecznego, bo jeżeliby można przez zmianę sposobu przyrządzania potraw zaoszczędzić 25% t. zn. tyle ile w doświadczeniach autora, to oszczędności stąd osiągnięte wyniosłyby olbrzymie sumy, nie mówiąc o tem, że zastosowanie tego sposobu przyrządzania karmy u zwierząt stanowiłoby przewrót w opłacalności hodowli.

Skowroński.

F r e u n d L. **Rattengifte.** (Trucizny na szczury). B. T. W. 33. 1925.

Z trucizn na szczury używane są następujące:

1. Węglan baru jestto środek najtańszy i najskuteczniejszy. Jedną część węgl. baru rozrabia się z czterema częściami mąki pszennej z dodatkiem wody w twarde ciasto. Ponieważ ciasto takie już na drugi dzień po sporządzeniu nie jest do użycia, można używać suchej mieszaniny, którą jednak szczury niechętnie przyjmują. Ze względu na skutki należy zebrać i zniszczyć wszystkie niespożyte okruszyny. Przy zatruciu stosuje się środki wymiotne i sól glauberską.

2. Cebula morska, Scilla maritima z szybko działającemi i skutecznemi składnikami scillainą i scillipikryną jest bardzo niebezpieczna dla człowieka i zwierząt. Jedną cześć sproszkowanej suchej cebuli morskiej miesza się dokładnie z czterema częściami przysmażonego sera, masła lub mąki i to kładzie się na miejsca, odwiedzane przez szczury.

3. Strychnina, Strichninum sulfuricum. Suche kryształki strychniny wkłada się do kawałków surowego mięsa, kiełbasy albo przysmażo-

nego sera; można również mąkę jęczmienną zwilżyć syropem strychninowym. Ten ostatni składa się z 15 gr. siarczanu strychniny, rozpuszczonego w 1/2 l wrzącej wody i 1/2 l. gęstopłynnego syropu cukrowego; składniki te trzeba dobrze wymieszać. Przy tej truciźnie należy zachować jaknajwiększą ostrożność ze względu na gwałtowne działanie strychniny.

4. Arszenik jest wprawdzie często używanym środkiem dzięki swej taniości, jest jednak niepewnym, ponieważ niektóre szczury pierwszą dawkę wytrzymują, a drugiej już nie przyjmują.

5. Fosfor wymaga ze względu na swoje działanie ostrożności i doświadczenia, co stoi na przeszkodzie powszechnemu zastosowaniu tego środka. Dalej polecenia godnemi są środki chemiczne, które wprowadza się do kryjówek szczurów, a mianowicie, siarka, roztwór siarczanów żelaza i miedzi z dodatkiem kilku łyżek lysolu. Impregnowanie ścian stale powstrzymuje szczury od pobytu, przyczem przykry zapach po kilku dniach zanika. Przed wojną polecano na wielką skalę drobnoustroje chorobotwórcze dla szczurów; w nowszych jednak czasach wystąpiono przeciwko tymże z pewnemi zastrzeżeniami, które nie pozwalają na stosowanie bakteryj. *Grycz.*

T. Śliwiński. **Z wycieczki zagranicę.** Gazeta cukrownicza. Warszawa, styczeń 1925 r. od str. 4—18.

Autor podaje dokładne i jasne opisy zwiedzonych przez wycieczkę cukrowniczą zakładów przemysłowych i metody, któremi pracują, a które w naszym przemyśle nie zostały jeszcze zastosowane. Następnie daje cenne uwagi co do kosztów zaprowadzenia tych metod, opłacalności ich w stosunku do naszych kosztów przerobu i zmiany, jakieby z tego powodu należało wprowadzić. Opisany jest nowo postawiony Instytut badawczy dla przemysłu cukrowniczego w Pradze, jego urządzenia i wyposażenie. Dalej omawianą jest metoda barytowa odcukrzania melasu w fabrykach Leniago we Włoszech i nowa metoda stosowana w Geambloux w Belgji. Metoda ta mogłaby u nas znaleźć zastosowanie, a to z powodu małego zapotrzebowania na melas, zmniejszonego obecnie ograniczeniem produkcji spirytusu z melasu. Odkrycie przed paru laty pokładów szpatu ciężkiego zapewniłoby tej metodzie korzystanie z własnego surowca. Autor podaje dalej zastosowanie węgla aktywnego „carborafinu" do odbarwiania soków w cukrowniach.

Wkońcu opisaną jest fabryka syntetycznego amoniaku w Nera-Montoro, pracująca metodą prof. Casale i następne otrzymywanie siarczanu amonu na sztuczny nawóz. Wartym do zanotowania jest fakt, umieszczony w artykule, że rolnicy włoscy, skutkiem tego, że produkt jest biały, nie kupują go, dopiero po umyślnem zanieczyszczeniu go przez fabrykę, tak, żeby wyglądem swoim zbliżał się do siarczanu amonu otrzymywanego w koksowniach i gazowniach.

Trojan.

Z Zakładu Rolniczego Doświadczalnego Uniw. Jagiellońskiego.

Metodyka doświadczeń rolniczych.

(Méthodologie des Expériences Agricoles).

Napisał

Prof. Edmund ZAŁĘSKI

ROZDZIAŁ IX.

Doświadczenia wieloletnie i zbiorowe.

(Ciąg dalszy).

§ *101. Uwagi ogólne.* Każde doświadczenie wegetacyjne wykonane choćby z największą ścisłością jeden raz, daje nam odpowiedź jedynie na pytanie: jaki dane zjawisko miało przebieg w tych warunkach, w których zostało wykonane, a o których wiemy, że się ściśle w ten sam sposób, w tej samej kombinacji nigdy nie powtórzą. Cel więc doświadczenia, którym jest, jak wiemy, odkrycie prawa, pozwalającego nam przewidywać przebieg zjawisk, nie może być przez pojedyncze doświadczenie osiągnięty.

Obserwacja uczy nas jednak, że pomimo swej nieskończończonej różnorodności, kombinacje warunków wegetacyjnych mogą wpływać na poszczególne cechy żyjących w nich roślin w sposób taki, że zmieniają wymiar tych cech tylko w pewnych skończonych granicach. Przytem, jeżeli nam chodzi o praktycznie-utylitarne a nawet praktycznie-naukowe wnioski, to nieskończenie drobne różnice wymiarów badanej cechy nas nie obchodzą, lecz tylko pewne, zależne od celów doświadczenia, minimalne ich wiekości — klasy. Ponieważ zaś, jak o tem była mowa, przy zakładaniu doświadczenia stawiamy sobie za cel zbadanie tylko niektórych zwykle nielicznych a dla nas najważniejszych stron zjawiska, przeto w praktyce wypadkowe nieskończenie licznych możliwych kombinacyj warunków wegetacyjnych dadzą się sprowadzić do skończonych szeregów różnych możliwości, na które możemy się zapatrywać jak na szeregi osobników pogłowia albo szeregi pomiarów jednej wielkości.

Niezależnie od idących w pewnym określonym kierunku wiekowych zmian klimatu, które, o ile rzeczywiście istnieją, są zbyt powolne, żeby móc się widocznie odbijać na doświadczeniach, kombinacje warunków meteorologicznych, t. j. tych, które na wegetację w danych warunkach gleby i uprawy mają wpływ decydujący, zarówno w swych składowych elementach (np.

średnie temperatury pewnych miesięcy lub dekad i t. p.) jak i w ogólnych wypadkowych (t. j. we wpływie na plon, na skład chemiczny etc. roślin) podlegają mniejwięcej prawu prawdopodobieństwa wypadków losowych.

Wnioskowanie więc nasze o prawdopodobieństwie pewnego sposobu przebiegu zjawiska w przyszłości, oparte na podstawie szeregu doświadczeń, jest logicznie podobnem do wnioskowania o częstotliwości pewnych wymiarów jakichś cech w pogłowiu na podstawie zbadanej serji osobników. Jak tu tak i tam zbadanie pojedynczego wypadku, względnie osobnika, pozwala nam jedynie na wyciągnięcie wniosku, że i takie także wypadki czy osobniki są możliwe — ale na nic więcej. Dopiero zbadanie większej liczby osobników z tego samego pogłowia lub wykonanie większej liczby doświadczeń w ten sam sposób daje nam podstawę do sądzenia, w jakich w przybliżeniu granicach dana cecha, względnie wynik doświadczenia się waha, jaka wielkość i z jakim mianowicie prawdopodobieństwem może być uważana za najprawdopodobniejszą, i z jakim prawdopodobieństwem możemy się spodziewać od tej najprawdopodobniejszej wielkości większych lub mniejszych odchyleń. Ponieważ warunki wegetacyjne w danej miejscowości i danym roku przestawiają, oczywiście, tylko jedną określoną kombinację, więc ażeby móc powyższy cel osiągnąć, doświadczenie musi być wykonane w różnych latach albo w różnych miejscowościach.

Pierwsze nazywamy doświadczeniami *wieloletniemi* *), drugie *zbiorowemi*.

Pomimo pewnych i to dosyć znacznych różnic między tymi dwoma rodzajami doświadczeń w sposobie wnioskowania, na które to różnice we właściwem miejscu wskażę, mają one tyle wspólnych cech, że można znaczną część ich teorji wyłożyć wspólnie dla obydwóch rodzajów.

§ 102. Doświadczenie zbiorowe i wieloletnie „ścisłe“ i „statystyczne“. Doświadczenia zbiorowe względnie wieloletnie mogą być i bywają prowadzone w sposób dwojaki. Rzadziej stosowany, choć właściwie jedynie racjonalny sposób jest ten, iż każdorocznie, względnie w każdej miejscowości, doświadczenie jest wykonane ze ścisłością tak wielką, iż samo za siebie może dać odpowiedź, która jednak, jak widzieliśmy, stosuje się tylko do danej kombinacji warunków. Szereg takich bardzo ścisłych w licznych miejscowościach i latach wykonanych doświadczeń pozwala nam przez zestawienie ich wyników z różnemi kombinacjami warunków klimatycznych i glebowych, w których zostały one wykonane, wyciągnąć nieraz

---

*) W doświadczalnictwie nawozowem nazywają wieloletniemi doświadczenia nad działaniem następczem nawozów w następujących po sobie latach. W tej pracy będę używał tego terminu w znaczeniu ogólniejszem, według określenia podanego w tekście.

bardzo ciekawe wnioski nawet szerszej, teoretycznej natury. Niestety jednak większość doświadczeń zbiorowych bywa wykonywana w sposób daleko mniej ścisły. Każdy oddzielny wynik nie ma w nich sam przez się żadnego znaczenia, lub też tylko znaczenie bardzo niewielkie, gdyż wskutek zbyt małej ilości powtórzeń czy nie bardzo dokładnego wykonania jest on obciążony bardzo wielkim błędem średnim. Takie więc szeregi doświadczeń zbiorowych, pozwalają nam wyciągnąć wnioski jedynie metodą statystyczną i dlatego w odróżnieniu od doświadczeń *ścisłych*, będziemy je nazywali doświadczeniami *statystycznemi*. Do tych ostatnich należy większa część doświadczeń zbiorowych jak np. doświadczenia odmianowe ze zbożami wykonywane przez Niem. Tow Roln., większa część doświadczeń zbiorowych z odmianami buraków cukrowych, wykonywanych przed wojną przez Związek Zawodowy Cukrowni Polskich i t. p. Rozumie się, że ścisłej granicy między doświadczeniami ścisłemi a statystycznemi postawić nie można. Niejeden szereg doświadczeń, których ścisłość jest wystarczającą dla pewnych celów, może być dla innych celów zupełnie nie przydatny, lub tylko przydatny w sensie statystycznym. Tak więc np. przy porównaniu dwóch odmian między sobą w kilkudziesięciu miejscowościach ścisłość wyników może być wystarczająca dla wnioskowania. że w warunkach pewnego szeregu miejscowości odmiana A jest wogóle plenniejszą od odmiany B, w warunkach zaś miejscowości innych rzecz się ma przeciwnie, ale doświadczenia te mogą być zbyt mało ścisłe, ażeby móc określić ilościowo stosunek plonu przy różnych warunkach. W każdym z takich wypadków opracowujący doświadczenia musi ocenić, jaki stopień zaufania można żywić dla tego lub innego doświadczenia z badanego szeregu. Są jednak takie szeregi doświadczeń, które można stanowczo zakwalifikować jako nie nadające się do indywidualnego traktowania, lecz mogące służyć tylko jako materjał statystyczny Są to te, niestety, liczne doświadczenia, które albo wskutek sposobu wykonania, albo wskutek sposobu podania ich wyników nie pozwalają na określenie ich ścisłości. względnie błędu średniego. Do tych więc zaliczać należy wszystkie doświadczenia, wykonane tylko w jednym powtórzeniu, których błędu średniego zatem wcale nie można oznaczyć, albo w dwóch powtórzeniach, w którym to wypadku obliczony błąd średni jest bardzo, jakeśmy to widzieli, niepewny, lub też wreszcie takie, których wyniki są podane w sposób, nie pozwalający na określenie ich stopnia ścisłości.

§ 103. Sposoby przedstawiania wyników zbiorowych i wieloletnich doświadczeń. Średnia arytmetyczna. Wyniki doświadczeń zbiorowych i wieloletnich mogą być zestawiane w różny sposób. Często zadowalniają się stwierdzeniem, ile razy poszczególne człony doświadczeń zajęły w porównaniu z innymi określone miejsce w kolejności wyników, a więc w kolejności

wysokości czy jakości plonów. Oblicza się więc, ile razy w danym szeregu doświadczeń poszczególny człon, t. j. ta lub owa kombinacja nawozowa, ta lub odmianowa i t. p. zajęła pod względem plonu pierwsze miejsce, drugie i t. d. Sposób ten jest szczególniej w użyciu u niemieckich autorów, opracowujących zbiorowe doświadczenia odmianowe.

Niekiedy takie zestawienie wyników wystarcza dla dania odpowiedzi na zajmujące nas pytanie. Tak np. przypuśćmy, że w ciągn 10-ciu lat odmiana A dała w porównaniu z inną odmianą lub grupą odmian 6 razy lepsze wyniki, 2 razy nieokreślone a 2 gorsze. Możemy więc z wielkiem prawdopodobieństwem wywnioskować, że dla danej miejscowości odmiana A jest odpowiedniejszą. Ale może być wynik inny: np. w sześciu albo pięciu latach odmiana A dała wyniki lepsze, a w pozostałych gorsze, ale przewaga na jej korzyść w tamtych dobrych dla niej latach była nieznaczna, tymczaseem w latach dla niej niekorzystnych ustępuje ona bardzo znacznie odmianie drugiej, czy całej grupie. Równowaga więc między odmianami, którą nam doświadczenia w ten sposób zestawione wykazały, będzie tylko pozorną, gdyż w ogólnym bilansie dziesięciolecia dała jedna z odmian stratę, której wyrazem jest, oczywiście różnica średnich arytmetycznych plonów za całe 10 lat. Dlatego ten sposób przedstawiania wyników jest dopuszczalny tylko jako dodatkowy, illustrujący dla czytelników, którzy do niego są przyzwyczajeni, stosunek między porównywanemi kombinacjami, główny jednak nacisk powinien zawsze być położony na średnie arytmetyczne.

Trzeba tylko sobie zdawać sprawę ze znaczenia tych średnich arytmetycznych: nie można ich upodabniać do średnich arytmetycznych z szeregu pomiarów pewnej wielkości, albo z średnią arytmetyczną szeregu *powtórzeń* tego samego doświadczenia w jednem miejscu i roku, z jakiemi mieliśmy do czynienia w poprzednich rozdziałach. Średnia arytmetyczna wyników pewnej liczby powtórzeń tego samego doświadczenia wazonowego, wykonanych równocześnie, jest najprawdopodobniejszą wartośeią tej wielkości, którą by nam dał wynik doświadczenia, gdyby ono było wykonane w danych warunkach bez błędu, co, jak wiemy, jest teoretycznie niemożliwe. Natomiast średnia arytmetyczna wyników doświadczeń polowych, wykonanych w różnych latach lub miejscach, niekoniecznie musi przedstawiać wartość jakiejś realnie istniejącej wielkości, lecz jest pojęciem czysto oderwanem, statystycznem.

Żeby to objaśnić na krańcowym przykładzie, przypuśćmy odmianę, która co jakiś czas podlega klęsce wymarzania, sprowadzającej jej plon do zera lub znikomej wielkości; w latach zaś gdy temperatura pod przykryciem śniegowem nie spada poniżej pewnego poziomu, odmiana ta daje w danych warunkach glebowych bardzo wysokie plony. (Miałem coś podobnego z pszenicą gatunku Triticum turgidum pochodzenia tur-

kiestańskiego). Pośrednie plony nie zdarzają się w danych warunkach prawie nigdy.

Średnia arytmetyczna plonów za szereg lat nie da nam więc wielkości plonu najprawdopodobniejszego, gdyż, przeciwnie, plon zbliżony do niej jest najmniej prawdopodobny. Temniemniej średnia arytmetyczna da nam statystyczną podstawę do obliczenia, jakiego ogólnego plonu, względnie dochodu możemy się spodziewać w ciągu szeregu lat. Jeżeli się ten dochód okaże na tyle wyższym od tego, który dają inne odmiany, że nadwyżka zrównoważy z zyskiem ryzyko zupełnego nieudania się (jak to u nas ma po części miejsce z rzepakiem zimowym), to tak grymaśna odmiana będzie mogła być wprowadzoną do normalnej uprawy.

Można więc wyniki doświadczeń zbiorowych lub wieloletnich (możemy je objąć ogólną nazwą *wielokrotnych*) upodobnić raczej do szeregów biometrycznych, których średnie arytmetyczne mogą nie odpowiadać żadnej materjalnej rzeczywistości a pomimo to służą jako podstawa do rozumowania i pozwalają na wyciąganie bardzo nieraz realnych wniosków.

§ 104. Odchylenia roczne, wzgl. lokalne. Jeszcze wyraźniej występuje różnica między średnią arytmetyczną wyników z poszczególnych powtórzeń tego samego doświadczenia a średnią arytmetyczną poszczególnych doświadczeń, wykonanych w różnych latach, miejscach, lub wogóle różnych warunkach, jeżeli się zastanowimy nad znaczeniem odchyleń poszczególnych wyników od ich średniej arytmetycznej. W pierwszym wypadku są one *błędami pozornymi* oddzielnych powtórzeń, w drugim zaś składają się na nie w jednej części błędy pozorne poszczególnych doświadczeń, w drugiej zaś różnice w sposobie reagowania rośliny na różnorodne warunki wegetacyjne, w których poszczególne doświadczenia zostały wykonane.

Odchyleń tych nie będziemy więc nazywali błędami, lecz *surowemi odchyleniami rocznemi* lub *lokalnemi* zależnie od tego, czy mamy do czynienia z wieloletniemi czy zbiorowemi doświadczeniami.

Jaką część surowego odchylenia poszczególnego doświadczenia należy przypisać błędowi doświadczalnemu, jaką zaś różnicom w reagowaniu na warunki? Na to pytanie możemy odpowiedzieć z pewnem przybliżeniem tylko przy doświadczeniach wielokrotnych typu *ścisłego*, a to z tem większem przybliżeniem, im błąd średni poszczególnego doświadczenia jest obarczony mniejszym błędem średnim.

W tych razach możemy z takiem samem prawdopodobieństwem uznać drugą część tego *surowego odchylenia* za *czyste odchylenie* roczne lub miejscowe.

Zestawiając otrzymane w ten sposób *czyste odchylenia* z warunkami, w których doświadczenia były wykonane, np. z ilością opadów w ciągu lata lub w danym miesiącu, z ga-

tunkiem gleby i t.p., możemy wyciągać wnioski co do sposobu, w jaki dane warunki na przebieg badanego zjawiska wpływają, a więc i przewidywać na przyszłość jego przebieg w podobnych warunkach.

Jeżeli doświadczenia mają charakter nie ścisły (t. zw. doświadczenia statystyczne) to bezpośrednio oddzielenia *błędów doświadczalnych* od *czystych odchyleń* dokonać nie można, wskutek czego wyciąganie wniosków co do stosunku przebiegu badanego zjawiska do warunków zewnętrznych jest jeszcze bardziej utrudnione i bardziej niepewne. Mamy jednak pewne sposoby częściowego przynajmniej zaradzenia temu brakowi. Najbardziej rozpowszechnionym z nich jest wprowadzenie do doświadczeń t. zw. *członów kontrolujących* (inaczej numerów, działek i t. p. kontrolnych).

Mniej często stosowanymi są inne sposoby, polegające na porównywaniu z sobą wyników analogicznych członów poszczególnych doświadczeń, lub członów, co do których skądinąd mamy dane mniemać, że powinny dać zbliżone wyniki, i t. p. kombinacjach, zapomocą których czasami udaje się ustalić z dosyć wielkiem prawdopodobieństwem stopień ścisłości doświadczenia; wreszcie duże usługi oddać nam w wielu wypadkach może obliczenia korrelaji między wynikami a pewnemi momentami poszczególnych doświadczeń.

§ 105. Człony kontrolujące. Jak już o tem była mowa, większa część doświadczeń zbiorowych należy do typu statystycznych, t. j. takich, w których poszczególne doświadczenia jako wykonane w jednem lub dwu powtórzeniach dają wyniki zbyt mało ścisłe na to, żeby do nich można było przywiązywać znaczenie, albo w których stopień ścisłości określić się nieda. Żeby jednak choć częściowo zaradzić złemu, zwykle jeden człon doświadczenia bywa powtórzony dwu- czasem nawet trzykrotnie. Z większej lub mniejszej zgodności wyników działek, na których ta „kontrolna" kombinacja nawozowa czy odmiana została wysiana, wnioskuje się o mniejszej lub większej dokładności poszczególnych doświadczeń; ze zgodności zaś średnich arytmetycznych tych kontrolujących członów z wszystkich doświadczeń wyciąga się wniosek co do stopnia zaufania, jakie żywić można do przeciętnych wyników całego zbiorowego doświadczenia.

O ileby opracowujący takie serje doświadczeń zadawalniali się obliczeniem średnich arytmetycznych *z wszystkich* doświadczeń, to to drugie zadanie człony kontrolujące spełniałyby w pewnym stopniu i możnaby je uważać niejako za wskaźnik dokładności wyników.

Zwykle jednak bywa przytem popełniany pewien poważny błąd. Mianowicie odrzuca się te poszczególne doświadczenia, w których człony kontrolujące wykazały rozbieżność, przekraczającą pewne określone zwykle na oko granice, w przypuszczeniu, że zgodność wyników tych czło-

Tabl. 10-ta. Korelacja między odchyleniami plonów buraków dwóch par „członów kontrolujących".

odmiana a. / odmiana b.	0 do 2½	2½ do 5½	5½ do 8½	8½ do 11½	11½ do 14½	14½ do 17½	17½ do 20½	20½ do 23½	23½ do 26½	26½ do 29½	29½ do 32½	32½ do 35½	35½ do 38½	38½ do 41½	41½ do 44½	44½ do 47½	47½ do 50½	50½ do 53½	53½ do 56½	56½ do 59½	59½ do 62½	%
od 0 do 2½ %	4	6	2	3	1	—	1	1	—	1	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	20
„ 2½ „ 5½ „	4	4	4	5	1	—	—	—	—	—	—	1	—	2	—	—	—	—	—	—	1	22
„ 5½ „ 8½ „	2	3	3	4	—	2	—	—	—	—	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	16
„ 8½ „ 11½ „	1	4	1	2	2	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	11
„ 11½ „ 14½ „	1	1	2	—	1	1	1	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	9
„ 14½ „ 17½ „	3	1	—	—	2	1	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	8
„ 17½ „ 20½ „	—	2	3	—	—	1	1	1	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	9
„ 20½ „ 23½ „	1	1	—	—	—	1	1	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	5
„ 23½ „ 26½ „	—	1	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2
„ 26½ „ 29½ „	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1
„ 29½ „ 32½ „	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	1
„ 32½ „ 35½ „	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	1
„ 35½ „ 38½ „	—	—	—	—	—	—	—	—	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2
„ 38½ „ 41½ „	—	1	1	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	3
„ 41½ „ 44½ „	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
„ 44½ „ 47½ „	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1
	16	24	17	14	7	8	5	5	3	1	2	2	1	2	1	1	—	1	—	—	—	111

Obliczenie wskaźnika zmienności błędów t. j. połowy różnic

klasa v	częstotliwość f	v^2f
1	36	36
2	46	184
3	33	297
4	25	400
5	16	400
6	16	576
7	14	686
8	10	640
9	5	405
10	2	200
11	3	363
12	3	432
13	3	507
14	5	980
15	1	225
16	2	512
17	—	—
18	1	324
19	—	
20	—	
21	1	441
	n=222	$\Sigma(v^2f) = 7608$

$$\sigma_{\text{różn.}} = \sqrt{\frac{7608}{222}} =$$

$= \pm 5{,}85$ klasy $= \pm 17{,}55\%$

$m = (\text{bł. śr.}) = \frac{1}{2}\sigma = \pm 8{,}78\%$.

Uwaga: co do sposobu obliczania σ por. tekst.

Tabl 11-sta. Korrelacja między odchyleniami cukrowości buraków dwóch par członów kontrolujących.

Odmiana a. / Odmiana b.	0,0 do 0,1	0,1 do 0,2	0,2 do 0,3	0,3 do 0,4	0,4 do 0,5	0,5 do 0,6	0,6 do 0,7	0,7 do 0,8	0,8 do 0,9	0,9 do 1,0	1,0 do 1,1	1,1 do 1,2	1,2 do 1,3	
od 0,0 do 0,1	11	19	6	2	2	—	1	—	—	—	—	—	1	42
„ 0,1 „ 0,2	12	5	4	5	1	—	2	1	—	—	—	—	—	30
„ 0,2 „ 0,3	5	1	3	2	1	—	2	1	—	—	—	—	—	15
„ 0,3 „ 0,4	3	1	3	1	4	—	—	—	—	—	—	—	—	12
„ 0,4 „ 0,5	4	2	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	7
„ 0,5 „ 0,6	—	—	—	1	—	1	1	—	—	—	—	—	—	3
„ 0,6 „ 0,7	—	—	2	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	3
„ 0,7 „ 0,8	—	—	—	—	—	—	1	1	—	—	—	1	—	3
„ 0,8 „ 0,9	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1
	35	29	19	11	8	2	7	3	—	—	—	1	1	116

Obliczenie wskaźnika zmienności błędów (t. j. połowy różnic)

klasy v	częstotliwości f	v^2f
1	77	77
2	59	236
3	34	306
4	23	368
5	15	375
6	5	180
7	10	490
8	6	384
9	1	81
10	—	—
11	—	—
12	1	144
13	1	169
	332	$\Sigma v^2 f = 2810$

$$\sigma_{\text{różn.}} = \sqrt{\frac{2810}{232}} = \pm 3,48 \text{ kl.}$$

$$= \pm 0,348\%$$

$$\text{m (bł. średn.)} = \frac{\sigma}{2} = \pm 0,174\%.$$

nów jest dowodem, iż inne człony dały wyniki bliskie prawdy, przeciwnie zaś niezgodność każe uważać i wyniki innych członów za błędne.

Niewątpliwie pewne nieznaczne prawdopodobieństwo, że tak jest, istnieje: w doświadczeniu, w którem wszystkie człony dały wyniki dobre, i człony kontrolne muszą dać wyniki zgodne z sobą; ale odwrócić tego syllogizmu nie mamy prawa, i dlatego przez wykluczenie z obliczenia przeciętnych wyników doświadczenia z niezgodnemi działkami kontrolującemi, powiększając bardzo nieznacznie prawdopodobieństwo jednoczesnego wykluczenia niedokładnych wyników innych członów, powiększamy mechanicznie zgodność średnich arytmetycznych obu działek kontrolujących i dajemy przez to przeciętnym wynikom całego doświadczenia *pozory* większej dokładności niż ją rzeczywiście posiadają.

Przykład 25. Najlepiej się to da objaśnić na przykładzie, zaczerpniętym z olbrzymiej serji doświadczeń zbiorowych wieloletnich z różnemi odmianami buraków cukrowych, prowadzonych przez Związek Cukrowników Polskich (dawniej „Królestwa Polskiego) od r. 1892 do chwili obecnej. Szczegóły organizacji tych doświadczeń znajdzie Czytelnik w następnym rozdziale. Tutaj wystarczy powiedzieć, że w ciągu kilku lat były do tych doświadczen wprowadzone po dwie pary członów kontrolujących. Możemy więc sprawdzić, czy i w jakim stopniu zgodność względnie niezgodność jednej pary jest skojarzona z takąż zgodnością lub niezgodnością drugiej.

Odnośne dane są zestawione dla plonów w tabl. 10 a dla cukrowości w tabl. 11. Jako plony, są tu przyjęte ciężary rzeczywiście zebranych buraków z działki. W pięciu doświadczeniach zamiast tych danych są podane plony obliczone z ciężaru jednego buraka, więc je opuściłem, i dlatego liczby obserwacyj dla plonu i cukrowości nie są jednakowe w obu tablicach. Odchylenia plonów są, oczywiście, obliczone w procentach przeciętnego plonu obydwóch działek; zgrupowane są one w klasy o odstępach po 3%, cukrowości zaś w klasy po 0,1% cukru. Liczb oryginalnych nie podaję, gdyż by to zajęło zbyt wiele miejsca. Czytelnika pragnącego je sprawdzić odsyłam do odnośnych oficjalnych sprawozdań (patrz wykaz literatury).

Ponieważ różnice w plonach i cukrowościach między dwoma powtórzeniami obydwóch odmian, używanych w poszczególnych latach jako kontrolne, nie są według wszelkiego prawdopodobieństwa zależne od samych odmian, lecz tylko od przyczyn czysto przypadkowych, przeto możemy szeregi odchyleń obydwóch „par" z różnych lat połączyć i obliczyć wspólne dla nich wskaźniki zmienności odchyleń (t. j. różnic między dwoma powtórzeniami tej samej odmiany), które będą oczywiście przedstawiały podwójną wartość błędów średnich.

Obliczenia te są przedstawione po prawej stronie odnośnych tablic korrelacji.

Ze względów technicznych plony zostały podzielone na klasy, których granice są: $2^1/_2$, $5^1/_2$ i t. d. tak, że najniższa klasa zawiera odchylenia od 0 do $2^1/_2$, czyli ma *przedział klasowy* 2,5%, podczas gdy inne klasy mają przedziały równe 3,0%. Gdybyśmy więc chcieli porównywać rzeczywistą (empiryczną) częstotliwość z teoretyczną, należałoby tę okoliczność uwzględnić. Wskutek tej niedokładności otrzymany wskaźnik zmienności jest trochę za wielki, różnica ta jest jednak tak mała, że możemy na nią uwagi nie zwracać.

Jak każda klasyfikacja tak i klasyfikacja wyników na *zgodne i niezgodne* musi być do pewnego stopnią dowolną. Żeby tę dowolność o ile możności ograniczyć i przyjąć jakieś objektywne podstawy, uznajemy za *zgodne* te wyniki, różnice między którymi leżą w granicach błędu prawdopodobnego (§ 9 str. 24) t. j. między O a wskaźnikiem zmnienności pomnożonym przez 0,6745, a więc dla plonów między 0 a 11,83%, dla cukrowości — między 0 a 0,235%. Zaokrąglamy pierwszą z tych liczb do 11,5 a drugą do 0,300, gdyż takie mamy granice klas.

Za „niezgodne" przyjmujemy te odchylenia, które przekraczają dwukrotny błąd prawdopodobny, a więc 1,349 razy wzięty wskaźnik zmienności, t. j. 23,7 okrągło 23,5 dla plonów a 0,469 okrągło 0,5 dla cukrowości. Te zaokrąglone granice, wyrażone w wielkościach wskaźników zmienności, dadzą nam,

dla plonów $\frac{23,5}{17,55} = 1,339$, dla cukrowości $\frac{0,5}{0,348} = 1,437$.

Z tablicy prawdopodobieństwa błędów znajdujemy, że powyżej granicy 1,339 σ powinniśmy się spodziewać 18,06 procentów wszystkich odchyleń, powyżej zaś 1,437 σ — 15,02%. W rzeczywistości znajdujemy dla plonów 21 odchyleń wyższych niż $22^1/_2$%, (częstotliwości podane na tablicach korrelacji grubym drukiem), t.j. 18,9%, a dla cukrowości 18 odchyleń $>$ 0,5 t j. 15,5%.

Z tej najściślejszej jaka być może zgodności liczb rzeczywiście spotkanych odchyleń, t.j. ich *empirycznej* częstotliwości z częstotliwością *teoretyczną* musimy przedewszystkiem wyciągnąć wniosek, że nie mamy objektywnej podstawy do zaliczania części tych odchyleń do kategorji błędów „grubych", a więc do eliminowania z obliczeń obciążonych nimi doświadczeń.

Następnie, bliższe przyjrzenie się tablicom korrelacji poucza nas, że tylko w 6 wypadkach na 18, a więc 33%, obie pary „numerów kontrolnych" wykazują odchylenia cukrowości, przyjęte przez nas za charakterystykę niezgodności, natomiast w 12-stu wypadkach wielkiej zgodności jednej pary (do 0,3%)

odpowiada niezgodność drugiej (powyżej 0,6%), a w ich liczbie znajdujemy dwa wypadki, w których najwyższy stopień niezgodności jednej pary spotyka się z najwyższym lub prawie najwyższym stopniem zgodności drugiej.

Dla plonów stosunek ten przedstawia się równie niekorzystnie, gdyż tylko w 5-ciu wypadkach na 21 spotykają się wielkie odchylenia w obydwóch parach numerów kontrolnych, a w 11-stu wysokim stopniom zgodności odmiany *a* odpowiadają wysokie stopnie niezgodności odmiany *b* lub odwrotnie.

Policzmy wszystkie wypadki, w których przynajmniej jedna para okazała zgodne wyniki (a więc pierwsze 3 rzędy pionowe i poziome obu tablic) $58 + 57 + 83 + 87 = 285$. Na te 285 wypadków zgodnych jest jak widzieliśmy zupełnie niezgodnych w drugiej parze 22, czyli mamy 7,7% niezgodności.

Sądząc na podstawie analogji, musimy przyjąć, że zupełnej zgodności jednej pary numerów kontrolnych odpowiada prawdopodobieństwo niezgodności wyników 7,7% każdej z innych porównywanych odmian. A więc, jeżeli tych odmian jest, jak najczęściej w tych doświadczeniach bywa, 13—15, to mamy prawo przypuszczać, że w razie zupełnej zgodności numerów kontrolnych, przynajmniej jedna — przeciętnie— z pomiędzy pozostałych odmian dała błędny wynik.

Wyłączenie więc z obliczania średnich arytmetycznych doświadczeń, wykazujących wielkie odchylenia w członach „kontrolnych“ poprawia wynik ogólny tylko w odniesieniu do tych członów, prawdopodobieństwo zaś poprawienia przez to wyników innych członów jest bardzo niewielkie.

§ 106. Równoległość wyników. Inny sposób ocenienia stopnia dokładności poszczególnych doświadczeń typu, który w przeciwieństwie do „ścisłych“ nazywam „statystycznemi“ polega na przypuszczeniu, że w warunkach jednej strefy klimatycznej lub jednego typu gleb i t. p. względne wyniki poszczególnych członów doświadczenia zbiorowego w poszczególnych miejscowościach nie powinny się między sobą nadmiernie różnić.

Po obliczeniu więc dla każdego poszczególnego doświadczenia względnych wyników jego członów, t. j. np. różnic między cukrowościami poszczególnych członów a średnią arytmetyczną wszystkich członów, lub też plonów poszczególnych członów wyrażonych w procentach tej średniej arytmetycznej, zestawiamy względne wyniki homologicznych członów wszystkich doświadczeń, wykonanych w zbliżonych warunkach, i obliczamy ich średnią arytmetyczną, która jest przeciętnym wynikiem zbiorowego doświadczenia dla danego członu. Następnie obliczamy różnice między względnymi wynikami poszczególnych doświadczeń a tą średnią arytmetyczną. Różnice te są

„surowemi lokalnemi odchyleniami“ danego człona, o których była mowa w § 104, składającemi się *„z czystego lokalnego odchylenia“* i „pozornego błędu doświadczalnego“.

Jeżeli to „surowe odchylenie“ jednego lub paru członów, którego doświadczenia jest znacznie większe niż we wszystkich innych doświadczeniach, to możemy to objaśnić jedną z następujących dwóch przyczyn: albo, że błąd doświadczalny dla tego człona jest tak wielki, iż ze znacznem prawdopodobieństwem możemy go uznać za *gruby;* albo też, że na warunki lokalne danej miejscowości kombinacja stanowiąca dany człon, (odmiana, kombinacja nawozowa czy i.) reaguje w tak bardzo odrębny sposób, że dane doświadczenie należy uważać za wykonane w zasadniczo innych warunkach niż wszystkie inne. Tak w jednym jak i drugim wypadku nie ma logicznej racji włączania wyników tego doświadczenia do całego szeregu. Należy wtedy je eliminować i obliczyć średnią arytmetyczną dla pozostałych doświadczeń, a to, tak znacznie wyróżniające się, podać osobno.

Możnaby również obliczyć dla każdego poszczególnego doświadczenia „średnie kwadratowe odchylenia lokalne“ odpowiadające „błędowi średniemu“ i uznać za *nierównoległe* wyniki tych doświadczeń, których średnie kwadratowe odchylenie jest znacznie większe niż w innych. *Aleksander Janasz* podaje nieco inny sposób obliczania stopnia nierównoległości. Według mego zdania jednak, niewielka liczbowa wartość „nierównoległości ogólnej“, t. j. obliczonej czy to metodą Janasza, czy jako „kwadratowe średnie odchylenie“ z odchyleń lokalnych wszystkich członów, może nam maskować bardzo znaczne odchylenie jakiegoś poszczególnego człona. Dlatego, jeżeli bierzemy pod uwagę „ogólną nierównoległość“, to jednak obok tego powinniśmy uwzględniać i nierównoległość wyników poszczególnych członów. (por. przykłady w nast. rozdziale.)

Wychodząc z założenia, że wielkie lokalne odchylenia są najprawdopodobniej wynikami grubych błędów doświadczalnych, *Władysław Mayzel* (znany hodowca nasion buraków cukrowych) stosował przy obliczaniu wyników doświadczeń zbiorowych swego pomysłu metodę wyrównań, polegającą na tem, że po sprowadzeniu wyników wszystkich doświadczeń „do jednego poziomu“ (co w nieco inny sposób osiąga się przez obliczenie *wyników względnych)* odrzucał on jednakową liczbę najwyższych i najniższych wyników dla każdego człona i przyjmował za najprawdopodobniejszy przeciętny wynik średnią arytmetyczną z wyników, pozostałych po tej eliminacji.

Ponieważ ta metoda, mająca niewątpliwie pewne uzasadnienie logiczne, nasuwała również i niejedną wątpliwość, przeto wypróbowałem ją zarówno w formie, podanej przez autora, jak i w kilku modyfikacjach na wynikach zbiorowych doświadczeń z burakami cukrowymi, przyjmując zgodność wyników „numerów kontrolujących“ za wskaźnik „poprawienia“

wyników temi metodami. Otóż wszystkie te próby dały wyniki ujemne: Po zastosowaniu tych metod wyrównania zgodność numerów kontrolujących bardzo rzadko się powiększała a często się znacznie mniejszała.

§ 107. „Ważność“ poszczególnych doświadczeń. Widzimy, że przytoczone powyżej metody „poprawienia“ wyników doświadczeń zbiorowych typu statystycznego, czy to oparte na zgodności „numerów kontrolnych“ czy na odrzucaniu skrajnych wyników pojedynczych członów, czy wreszcie na zasadzie równoległości, są mało godne polecenia, gdyż albo dają wyniki wprost złe, jak dwie pierwsze, albo, jak zasada równoległości wprowadzają, bądź co bądź pewien moment dowolności, trudno bowiem, jeżeli wogóle możliwe, postawić objektywnie granicę nierównoległości, po przekroczeniu której możemy z zupełną pewnością uznać dane doświadczenie za nadające się do wyeliminowania z szeregu, dla którego obliczamy średnią arytmetyczną.

Z drugiej strony nie da się zaprzeczyć, że doświadczenia wykazujące mniejszy stopień równoległości są albo obarczone większymi błędami, albo reprezentują wyjątkowe dla danego szeregu warunki, nie powinny być więc uwzględniane w tym samym stopniu co inne. Możnaby więc obliczać dla wyników doświadczeć zbiorowych *średnie arytmetyczne ważone* przyjmując za *ważność*, odwrotności kwadratów *średnich kwadratowych odchyleń* (t. j. błędów średnich) poszczególnych doświadczeń.

Przy stosowaniu tej metody rachunkowej należy jednak pamiętać, że jak było wyżej powiedziane, pod jednakowemi »ogólnemi równoległościami“ mogą się ukrywać bardzo różne stopnie nierównoległości wyników poszczególnych członów.

Jeżeli mamy do czynienia z doświadczeniami typu *„ścisłego“*, t. j., w których dla każdego człona każdego doświadczenia, albo przynajmniej dla wszystkich członów każdego doświadczenia razem, możemy obliczyć błąd średni, tam oczywiście możemy sobie z pewnym mniejszym lub większym stopniem ścisłości zdać sprawę z tego czy część danego odchylenia surowego neleży uważać za *czyste odchylenie lokalne*. O ile takie *czyste odchylenie* nie jest tak wielkiem, żeby świadczyło o zupełnie odrębnych warunkach wegetacyjnych, i wobec tego powinno być wyeliminowane i traktowane oddzielnie, to możemy tu przy obliczeniu średnich arytmetycznych dla całego szeregu doświadczeń uwzględniać *ważność* poszczególnych doświadczeń, obliczoną z błędu średniego tego doświadczenia. Trzeba jednak zdawać sobie sprawę z tego, że tak obliczone *ważności* nie mają tego samego znaczenia, co ważności obliczone ze stopnia nierównoległości, gdyż w nich możliwość niejednakowego reagowania poszczególnych członów na dane warunki wegetacyjne nie jest wcale uwzględniona.

Uwzględnienie równoczesne i błędów średnich poszczególnych doświadczeń i stopnia nierównoległości przy obliczaniu ważonych średnich arytmetycznych wymagałoby matematycznego opracowania odpowiedniej metody, co o ile wiem, dotychczas nie jest zrobione.

W dalszym ciągu czytelnik znajdzie zastrzeżenia co do racjonalności stosowania metody „ważności".

§ 108. Inne sposoby określenia ważności doświadczeń zbiorowych. W praktyce nieczęsto spotykamy się z określaniem ważności w sposób powyżej opisany (z „średniego kwadratowego odchylenia") natomiast spotykamy się tu i owdzie z próbami innego rozwiązania trudności. W doświadczeniach typu statystycznego polegają one jak widzieliśmy na prostem odrzucaniu tych doświadczeń, które wykazują przekraczającą pewną dozwoloną granicę różnicę między numerami kontrolującymi.

Przy opracowywaniu doświadczeń zbiorowych Związku Cukrowników Polskich, na które się już kilkakrotnie powoływałem i którym poświęcę cały następny rozdział, a których wykonanie w ostnich kilkunastu latach różni się tem od dawniejszego, że większość wchodzących w ich skład doświadczeń jest obecnie wykonywana w większej liczbie powtórzeń, może więc być zaliczona do doświadczeń typu ścisłych, po wielu próbach zatrzymano się na następującej metodzie, opartej częściowo na proponowanych w swoim czasie przezemnie kryterjach dokładności, jednak w sposób nie zupełnie zgodny z mojemi zapatrywaniami.

Metoda ta polega na obliczaniu średniej arytmetycznej z uwzględnieniem liczby powtórzeń; w tym celu średnie arytmetyczne, otrzymane dla każdego poszczególnego doświadczenia, mnoży się przez liczbę powtórzeń, *która została uwzględnioną*, sumuje się wszystkie iloczyny i dzieli sumę przez ogólną liczbę uwzględnionych powtórzeń.

Każde poszczególne doświadczenie poddaje się przedtem krytyce, a mianowicie z punktu widzenia zgodności numerów kontrolnych i odchylenia względnych wyników poszczególnych odmian od średniej arytmetycznej wszystkich doświadczeń. Każde przekroczenie pewnych granic jednego i drugiego kryterjum pociąga za sobą t. zw. *punkt zły* albo punkt *karny*, którego skutkiem jest zmniejszenie liczby uwzględnionych powtórzeń o jedność.

Jeżeli więc doświadczenie, które było wykonane w jednem powtórzeniu otrzymało jeden punkt karny, to nie zostaje wcale uwzględnione jak również doświadczenie wykonane czterokrotnie, które otrzymało 4 punty karne. Jeżeli zaś otrzymało ono tylko 2 punkty karne, to zostaje ono uwzględnione dwukrotnie, t. j. jego średnia arytmetyczna pomnożona nie przez 4 lecz przez 2.

Jak widzimy jest to metoda czysto empiryczna, więcej nawet: można powiedzieć, czysto konwencjonalna. Gdyż dlaczego się stawia te lub inne granice dla krytycznych odchyleń, dlaczego jedno takie odchylenie ma jako równoważnik zmniejszenie liczby uwzględnionych powtórzeń o jedno? Na to nikt nie potrafi dać objektywnie umotywowanej odpowiedzi.

§ 109. Czy uwzględnienie ważności w doświadczeniach zbiorowych i wieloletnich jest logicznie usprawiedliwione?

Niezależnie od trudności niejako technicznych znalezienia sprawiedliwej miary *ważności* poszczególnych doświadczeń przy obliczaniu średniej arytmetycznej, nasuwa się tu jeszcze pytanie, sformułowane w nagłówku do tego paragrafu. Przypomnijmy sobie bowiem, cośmy mówili o znaczeniu średniej arytmetycznej z doświadczeń zbiorowych, że jej nie można identyfikować z średnią arytmetyczną wyników pojedynczego jakiegoś doświadczenia lub pomiarów jednej wielkości, lecz raczej przyrównać do średniej arytmetycznej różnych wielkości, np. wymiarów jakiejś cechy w populacji.

Otóż wyobraźmy sobie, że chcemy określić przeciętną zawartość tłuszczu w mleku jakiejś grupy hodowlanej krów, składającej się, przypuśmy, z dwóch osobników. Dla jakichś powodów nie mogliśmy zrobić jednakowej ilości oznaczeń w mleku, otrzymanem od każdej poszczególnej krowy, lecz mleko od krowy A badaliśmy 2 razy i otrzymali 3,4 i 3,2%, przeciętnie 3,3%; mleko krowy B dało nam z 20 oznaczeń wahających się od 4,2 do 3,8 — przeciętną zawartość 4,0%. Niewątpliwie ta druga liczba jest pewniejsza od pierwszej, t. j. jest obciążona mniejszym błędem średnim. Czyż to nas jednak upoważnia do uważania za przeciętną zawartorść mleka od obu krów

$$\frac{80{,}0 + 6{,}6}{22} = 3{,}94\% \ ??$$

Najprostszy zdrowy rozum każe nam uważać raczej za najprawdopodobniejszą przeciętną tłustość $\frac{4{,}0 + 3{,}3}{2} = 3{,}65\%$.

Weźmy inny przykład: przypuśćmy, że odmiana buraków A jest w warunkach normalnych polskich gospodarstw plenniejszą od średniej wszystkich innych odmian o 10%. W jednej tylko miejscowości wskutek wyjątkowo silnego reagowania na panującą tam chorobę np. Cercospora betaecola, daje ona plony o 10% niższe od tejże średniej. Doświadczenie zostało wykonane w 11-stu stacjach doświadczalnych z tych 10 znajdowało się w warunkach normalnych i w nich doświadczenia były wykonane bez powtórzeń, a na 11-stej, znajdującej się w rejonie zaatakowanym przez cercospora — w 10 powtórzeniach. Średnia arytmetyczna względnych plonów wypadnie oczywiście 0. Czy to nam przedstawi rzeczywisty stan rzeczy?

Rzecz prosta, że nie: gdyby cały, objęty temi doświadczeniami kraj (w przypuszczeniu, że uwzględniają one wszystkie spotykane w nim warunki fizjograficzne ważne dla buraków i to we właściwym stosunku), był obsiany w połowie odmianą A, a w drugiej mięszaniną równych części wszystkich innych odmian, to pola obsiane A dałyby o $\frac{90}{11} = 8{,}18\%$ więcej niż inne, a mianowicie w $^{9}/_{10}$ częściach kraju o 10% więcej, a $^{1}/_{10}$ zarażonej cercosporą o 10% mniej.

Zdaje mi się, że te dwa przykłady czynią zbytecznem teoretyczne udowadnianie mojej tezy. Chodzi więc tylko oto, jak z tego dylemmatu wybrnąć: czy uwzględniać w równym stopniu wszystkie doświadczenia. te które są obciążone bardzo wielkim lub nieokreślonym błędem średnim, jak i te, w których wskutek wielkiej liczby powtórzeń czy bardzo dokładnego wykonania błąd średni jest znikomy? Czy też uwzględniać w jakiś sposób ich ważność, chociaż wiemy, że przy tem formalnie poprawnem obliczaniu średniej arytmetycznej popełniamy jaskrawy błąd logiczny?

Są być może, wypadki, gdzie ten drugi sposób postępowania jest raczej wskazany albo, przynajmniej może być tolerowany, jak mianowicie przy doświadczeniach odmianowych z burakami cukrowymi w rejonie dosyć jednolitym pod względem warunków klimatycznych. Wieloletnie doświadczenia dowiodły bowiem, że różne obecnie uprawiane odmiany buraków cukrowych (do pastewnych się to bynajmniej nie stosuje) reagują, *o ile się zdaje*, w sposób mniejwięcej równoległy na różnice glebowe i nieznaczne różnice klimatyczne; a przy tem, że drobne różnice jakie prawdopodobnie się pod tym względem zdarzają, kompensują się w różnych latach. O ile więc dla poszczególnych doświadczeń nie mamy danych co do jakichś bardzo odrębnych warunków (wyjątkowo późny siew lub wczesny zbiór, anormalnie wielka susza, zaatakowanie przez chorobę i t. p.) albo, o ile odrębność całokształtu warunków wegetacyjnych nie zaznaczy się w jaskrawy sposób przez anormalność plonu lub cukrowości, nienormalny procent liści etc., to *może w takich razach będziemy bliżsi prawdy* uwzględniając *do pewnego stopnia i z wielką ostrożnością* ważność poszczególnych doświadczeń. Czy ten sposób uwzględniania ważności, jaki opisałem w końcu poprzedniego jest uzasadniony, to znów inna sprawa. Podług mego zdania nie W każdej serji doświadczeń zbiorowych rozstrzygnąć to trzeba w inny sposób.

W takich jednak wypadkach, gdy nie mamy żadnych danych co do porównawczego zachowania się członów doświadczenia w różnych warunkach życiowych, tam musimy przeciętne wyniki poszczególnych doświadszeń traktować przy obliczaniu z nich ogólnych średnich arytmetycznych tak jak doświadczenia typu statystycznego. Dopiero przy szczegóło-

wem badaniu wyników doświadczeń w warunkach poszczególnych miejscowości lub lat „ścisły“ charakter doświadczeń pozwala zużytkowywać je inaczej niż „statystycznie“.

§ 110. Błąd średni ogólny poszczególnych doświadczeń. Wspomniałem w poprzednim paragrafie, że możemy uwzględniać przy obliczaniu ważności albo błędy średnie poszczególnych członów, albo dla wszystkich członów danego doświadczenia obliczyć ogólny, wspólny błąd średni.

Pierwszą metodą postępujemy, kiedy mamy tak wielką ilość powtórzeń i wahania między niemi tak niewielkie, że obliczone zwykłą metodą błędy średnie posiadają dostateczną ścisłość, t. j. są obarczone dostatecznie małym błędem średnim błędu średniego.

Jeżeli jednak ilość powtórzeń jest tak mała, że błędy średnie poszczególnych członów są niepewne, tam uważam za korzystniejsze obliczyć ogólny błąd średni dla wszystkich członów w sposób przedstawiony w przykł. 19 § VIII; a więc obliczyć średnie odchylenia (błędy pozorne) poszczególnych powtórzeń każdego członа od ich średniej arytmetycznej, a następnie wskaźnik zmienności odchyleń wszystkich członów, uważanych za jeden szereg, który będzie właśnie szukanym *ogólnym błędem średnim pojedynczego powtórzenia* w danem doświadczeniu.

§ 111. Wnioskowanie na podstawie doświadczeń wielokrotnych. Najpospolitszym celem doświadczeń zbiorowych i wieloletnich jest porównawcze zbadanie przebiegu różnych zjawisk wegetacyjnych w możliwie różnorodnych kombinacjach warunków zewnętrznych, ażeby na podstawie otrzymanych wyników móc przewidywać z określonym stopniem prawdopodobieństwa przebieg tych zjawisk w przyszłości, lub ażeby sobie zdać sprawę z tego w jaki sposób te lub owe warunki czy ich kombinacje wpływają na przebieg tych zjawisk.

Do pierwszego z tych celów zbliżamy się tem bardziej, im te kombinacje warunków, w których doświadczenia zostały wykonane, stanowią bardziej dokładną „średnią próbę“ tych wszystkich nieskończenie licznych kombinacji, których się możemy w danej miejscowości czy okręgu spodziewać, a zatem im doświadczenia są liczniejsze i w im różnorodniejszych kombinacjach warunków zostały wykonane.

Dlatego też zbyt wielka równoległość względnych wyników doświadczeń wielokrotnych nie dowodzi wcale *udania* się doświadczeń, t. j. osiągnięcia zamierzonego celu, szczególniej, jeżeli idzie w parze ze zbliżonymi do siebie absolutnymi wynikami, to jest mniej więcej jednakową wysokością absolutnych plonów i jednakową ich jakością.

Jeżeli bowiem przy porównywaniu n. p. dwóch odmian przenicy w kilku miejscach albo w ciągu paru lat, otrzymamy niewielkie wahania w stosunku plonów odmiany *A* do *B*, a równocześnie z tem we wszystkich doświadczeniach będą

ulegały bardzo niewielkim wahaniom absolutne plony słomy i ziarna, ich stosunek wzajemny, waga hektolitra ziarna i waga 1000 ziarn, procent glutenu i t. p., to świadczy to, żeśmy prawdopodobnie przypadkowo natrafili na bardzo mało między sobą różniące się kombinacje warunków wegetacyjnych, że zatem nasze doświadczenia dadzą się porównać z szeregiem próbek pobranych z tego samego miejsca zróżniczkowanego w swych różnych częściach i źle wymięszanego pogłowia, dających nam zatem fałszywe pojęcie o jego rzeczywistych własnościach.

Mamy wtedy wszelkie prawo oczekiwać, że jeżeli się zmienią warunki zewnętrzne w taki sposób, że albo absolutne wysokości plonów, albo stosunek ziarna do słomy, lub skład chemiczny ziarna będą inne, to wtedy może się zmienić i stosunek plonu *A* do plonu *B*, którego zbadanie było przedmiotem doświadczeń. Natomiast, jeżeli w szeregu doświadczeń stosunek plonów tych dwóch odmian waha się tylko w niewielkich granicach, pomimo, że absolutne wysokości plonów i ich jakości podlegają wielkim wahaniom, to mamy prawo wnioskować, że stosunek ten jest czemś mniejwięciej stałem, przynajmniej w granicach tych wahań warunków wegetacyjnych, których wyrazem była zmienność absolutnych wysokości i jakości plonów.

Z drugiej strony, jeżeli wahania względnych plonów *A* i *B* są znaczne, a przytem mamy możność stwierdzenia, że wahania te są większe niż te które należałoby przypisać błędom doświadczalnym, to możemy z tych *czystych odchyleń* lokalnych lub rocznych wyciągnąć wniosek co do wahań jakich w przyszłości możemy się spodziewać i przeciętnej wielkości stosunku tych plonów A do B, około której prawdopodobnie będą się te wahania grupować. Przez rozumowanie extrapolacyjne możemy nawet z pewnem prawdopodobieństwem przewidywać, do jakich granic może się ten stosunek plonów zmienić w razie zdarzenia się kombinacji warunków, znacznie odbiegających od zwykłych.

Rozumie się, że im poszczególne doświadczenia są wykonane ściślej, t. j. z większą ilością powtórzeń a więc i mniejszym błędem średnim, tem pewniej określamy wahania wyników, które mamy prawo uważać za „czyste odchylenia“, nie powiększone przez błąd doświadczalny; przy danej więc ilości doświadczeń zbiorowych należy poszczególne doświadczenia wykonywać w jaknajwiększej ilości powtórzeń. Lecz nie można poświęcać ilości doświadczeń, dla powiększenia ich ścisłości, gdyż zmniejszenie ilości doświadczeń zmniejsza wielkość tego, cośmy kilkakrotnie nazwali „średnią próbą“ wszystkich możliwych kombinacji warunków wegetacyjnych. Granicą takiego powiększania ścisłości kosztem ilości byłoby wykonanie jednego doświadczenia z bezwzględną ścisłością; jak widzieliśmy na początku tego rozdziału, takie pojedyncze choćby bez-

względnie dokładne doświadczenie nie jest w stanie dać odpowiedzi, której od zbiorowych doświadczeń żądamy.

Z tego punktu widzenia doświadczenia typu statystycznego, byle wykonane starannie i dostatecznie liczne, mogą nieraz być pożyteczniejszemi niż nieliczne ścisłe doświadczenia. Trzeba tylko zawsze przy nich pamiętać, że wszelkie wnioski odnoszą się jedynie do zbiorowości, nie do poszczególnych wypadków.

Nie mogę tu wyłuszczać szczegółowo różnych sposobów wnioskowania z wyników doświadczeń wielokrotnych: przykłady takiego wnioskowania wyłożę w następnym rozdziale. Tutaj wystarczy wspomnieć jeszcze raz, że do zrobienia wyników doświadczeń tego rodzaju jasnymi, rzucenia światła na przyczyny wahań między nimi i wogóle wydobycia z nich zakrytej przez wahania wyników prawdy, niezmiernie pomocnem jest rozpatrywanie głównej strony zjawiska, t.j. tej o którą nam głównie w doświadczeniu chodzi, np. plonu czy składu chemicznego, w związku z drugorzędnemi jego stronami i w związku ze zmiennymi warunkami zewnętrznymi, w których doświadczenia były wykonywane.

Zestawienie, dajmy na to, porównawczej wysokości plonów z gatunkami gleby, z ilością opadów, albo z całokształtem warunków, którego wykładnikiem jest absolutna wysokość plonu, lub wreszcie składem chemicznym zebranych roślin, pozwala nam nieraz na wykrycie prawidłowości, a więc i prawa z szeregu doświadczeń, które na pierwszy rzut oka dały wyniki rozbieżne, a których ścisłości, jak to najczęściej bywa, określić bezpośrednio nie możemy.

Jako praktyczną, można powiedzieć, mechaniczną metodę, ułatwiającą nam tę pracę, można w bardzo wielu razach polecić ułożenie wyników w postaci tablic korrelacji, w których za jedną zmienną przyjmujemy głównie nas obchodzące wyniki, np. plon lub skład chemiczny, a jako drugą — kolejno inne cechy zebranych roślin lub dające się ująć w liczby kombinanacje warunków poszczególnych doświadczeń.

Rozumie się, że jeżeli mamy do czynienia z doświadczeniami typu ścisłego, to te same metody mogą być stosowane i do nich i to z jeszcze lepszym skutkiem.

§ 112. Wzorzec wyrównawczy. Nie zawsze wszystkie doświadczenia, których wyniki chcemy między sobą porównać, składają się z ściśle tych samych członów. Często, czy to ze względu na potrzeby lokalne, czy na konieczność porównania między sobą tak licznych członów, iż ich zbadanie w poszczególnych doświadczeniach nie da się przeprowadzić, w różnych miejscowościach lub latach są porównywane szeregi o różniącym się między sobą składzie. Przy doświadczeniach wieloletnich z różnemi odmianami zdarza się to prawie zawsze,

gdyż z biegiem czasu zostają wprowadzone nowe, dawniej nieznane odmiany, inne zaś mogły z czasem ulec ulepszeniu lub pogorszeniu.

Żeby w takich wypadkach móc jednak porównać między sobą choćby z mniejszą ścisłością takie człony, które równocześnie w tych samych doświadczeniach nie były uwzględnione porównujemy je pośrednio, zapomocą *„wzorca wyrównawczego“*.

Wprowadzamy mianowicie do wszystkich doświadczeń kilka członów wspólnych i wyniki wszystkich innych członów porównujemy z średnią arytmetyczną tych wspólnych wszystkim doświadczeniom członów, które nazywamy *zbiorowym wzorcem wyrównawczym.*

Wzorzec zbiorowy powinien być tak dobrany, żeby składające go człony były w różny sposób przystosowane do różnych kombinacyj warunków wegetacyjnych. Tak więc np. jeżeli chodzi o doświadczenia z odmianami pszenic, to wzorzec zbiorowy powinien się składać z jednej lub paru odmian, dających lepsze wyniki w lata mokre, innych, przystosowanych do klimatu bardziej suchego, odmian typu squarehead i przeciwnie, mających kłos wydłużony, z gółek i ostek. Najlepiej jest, żeby w skład takiego wzorca zbiorowego wchodziły odmiany oddawna i powszechnie w kraju uprawiane.

Im taki wzorzec jest lepiej dobrany i składa się z liczniejszych odmian, tem jego przeciętne względne plony ulegają w różnych miejscach lub latach mniejszym wahaniom i stanowią tem *stalszą* miarę do porównania innych odmian.

W doświadczeniach zbiorowych z kilkudziesięciu odmianami ziemiaków, które przed kilku laty zorganizowałem, przyjąłem jako wzorzec zbiorowy 16 odmian. Rozumie się, że dla doświadczeń, wykonywanych w bardzo wielu miejscach, taki liczny wzorzec zbiorowy jest niemożliwy do zastosowania. Powinniśmy się wtedy zadowalniać wzorcem mniej licznym lecz bardzo starannie dobranym.

Np. dla doświadczeń zbiorowych z pszenicami w Polsce zaproponowałem na Zjeździe Doświadczalników Polskich w Bydgoszczy wzorzec zbiorowy, składający się z następujących odmian: Wysokolitewski, Ostki Mikulickiej, Dańkowskiej, Złotki i jednego z uprawianych w Polsce squareheadów.

Ustanowienie takich wzorców zbiorowych, obowiązkowych dla wszelkich doświadczeń zbiorowych, prowadzonych w kraju, uważam za jedną z najpilniejszych potrzeb doświadczalnictwa.

§ 113 Wzorzec łańcuchowy albo ciągły. Zdarza się często, że wszystkie doświadczenia, których wyniki chcemy porównać, zawierają zbyt małą liczbę identycznych członów na to, żeby średnia arytmetyczna z nich mogła dać pewną i mocną podstawę do porównania, gdyż im mniejsza jest ta liczba, tem większym błędem średnim doświadczalnym jest obciążona średnia arytmetyczna, a przytem, *co znacznie ważniejsze jeszcze,*

mamy mniej szans, że w tym zbiorowym wzorcu wyrównały się różne sposoby reagowania na zmienne warunki wegetacji w różnych miejscach. W takim razie dzielimy szereg doświadczeń na pewną ilość grup, z których każda zawiera dostateczną według naszego zdania ilość homologicznych członów, mogących służyć za wspólny wzorzec zbiorowy; te zaś wzorce zbiorowe dobieramy tak dla różnych grup doświadczeń, żeby wszystkie wzorce zawierały po parę lub kilka — im więcej tem oczywiście lepiej — wspólnych członów, które służą nam w charakterze wzorca zbiorowego do porównania między sobą wzorców oddzielnych grup. W ten sposób porównujemy między sobą najprzód wspólne wzorce grupowe za pośrednictwem wspólnych między nimi członów, a następnie przez ich pośrednictwo — wyniki innych doświadczeń.

Ten sposób porównywania między sobą doświadczeń składających się nie z samych jednoimiennych członów, nazywamy metodą *wzorca łańcuchowego albo ciągłego*.

Nie potrzeba dowodzić, że błąd wyników, otrzymany zapomocą tej metody jest caeteris paribus większy niż przy metodzie wspólnego wzorca.

Wzorzec łańcuchowy oddaje nam nieocenione usługi, gdy chodzi o porównanie między sobą wyników doświadczeń, wykonanych w szeregu następujących po sobie lat z odmianami roślin, mogącemi ulegać zmienności międzypokoleniowej progresywnej w znaczeniu hodowlanem, t. j. przy której interesujące nas cechy ulepszają się“ dzięki hodowli, lub regresywnej, gdy się przez zaniedbanie hodowli „pogarszają“. Ażeby móc stwierdzić postęp, czy cofanie się tych cech, wprowadzamy do doświadczeń grupę odmian, służących za wzorzec zbiorowy łańcuchowy. Część nasion tych odmian zachowujemy i wysiewamy w doświadczeniach następnych lat tak długo, jak długo zachowują siłę kiełkowania. Corocznie wprowadzamy do wzorca zbiorowego nowe odmiany z świeżego zbioru, które siłę kiełkowania zachowują jeszcze, gdy odmiany wzorcowe z poprzednich lat już ją utraciły, i tak postępujemy corocznie, zastępując stare ubywające odmiany nowemi.

Otrzymujemy tym sposobem wzorzec łańcuchowy, pozwalający nam na porównanie między sobą bardzo nawet odległych pokoleń hodowlanych roślin. Prowadząc od r. 1904 doświadczenia z odmianami buraków cukrowych do czasu obecnego z użyciem takiego wzorca łańcuchowego, mam możność porównywania specyficznych cukrowości i plenności dzisiejszych odmian z odmianami z przed 20-stu lat. Dzięki temu, że doświadczenia, mające na celu ustalenie każdorocznie względnej cukrowości i plenności wchodzących w skład wzorca łańcuchowego odmian wykonuję corocznie w bardzo licznych powtórzeniach (40 do 90) i w kilku miejscach, i że każdą odmianę porównuję z innemi w ciągu 3 albo 4 lat, wyniki otrzy-

muję bardzo ścisłe, wskutek czego pomimo dwudziestokrotnych przeliczeń, błąd wyników porównania nasion zbioru r. 1925 z nasionami 1905-go jest niewątpliwie bardzo mały, co znajduje potwierdzenie w tem, że „ulepszenie“ odmian stwierdzone tą metodą jest prawie zupełnie równem temu, które wykazują inne metody.

ROZDZIAŁ X.

Przykł. 26. Doświadczenia zbiorowe z różnemi odmianami buraków cukrowych Związku Cukrowników Polskich.

§ 114. Organizacja. Doświadczenia te mają czysto praktyczny cel: wskazanie cukrownikom, jaka jest stosunkowa wartość nasion burakowych, produkowanych przez różne firmy. Zostało przyjętem nazywać te różnego pochodzenia nasiona „odmianami“, chociaż, oczywiście, nie są one odmianami w sensie botanicznym. Z jednej strony niektóre z nich, a nawet większość, przedstawiają mniej lub więcej celowo zgrupowany i wymięszany asortyment różnych właściwych odmian, z drugiej zaś nie jest wykluczonem, że różne firmy wypuszczają na rynek te same odmiany botaniczne lub ich mięszaniny. Właściwszą nazwą byłaby może „marki handlowe“, lecz dawszy powyższe wyjaśnienie, pozostanę przy przyjętym terminie.

Zarząd Związku Cukrowników w osobie jednego lub dwóch przedstawicieli sprowadza po parę worków wszystkich „odmian“, których zbadanie przedstawia interes dla cukrownictwa, nie wprost od hodowców, lecz od cukrowni, którym zostały dostarczone, i to, starając się o to, żeby każdy worek tej samej „odmiany“ pochodził z innej partji. Zawartość wszystkich worków każdej odmiany (rozumie się, po sprawdzeniu plomb, etykiet, numerów worków etc.) zostaje wysypana na kupę, dokładnie wymięszana i oznaczona numerem porządkowym. Znaczenie każdego numeru t. j. nazwa „odmiany“, która go otrzymała, zostaje zapisane w protokole, który po ponumerowaniu wszystkich odmian zostaje schowany w zapieczętowanej kopercie w Kasie Zarządu Związku. Od tej chwili wszystkie odmiany występują już do końca doświadczenia pod swymi kryptonymicznymi numerami i bywają zwykle nazywane „*numerami*“.

Każdy „numer“ zostaje rozdzielony na tyle części, ile ma być wykonanych w danym roku doświadczeń. Do wszystkich poszczególnych miejscowości, w których mają być robione doświadczenia, a dla których utarła się nazwa „stacji“, zostają posłane wszystkie „numery“, tam wysiane według obowiązu-

Tabl. 12-ta. Zestawienie wyników doświadczeń zbiorowych nad plennością różnych odmian buraków cukrowych w r. 1895.

Objaśnienie: a) pierwsze pionowe kolumny w każdej rubryce zawierają plony poszczególnych odmian na poszcz. stacjach „obliczone" z plonów „rzeczywistych" i średniego ciężaru 1 buraka; b) drugie kolumny zawierają „plony względne" w procentach przeciętnego plonu każdej stacji; c) przedostatnia kolumna pionowa z prawej strony zawiera średnie arytmetyczne plonów względnych poszczególnych odmian wyrażone w procentach średniej wszystkich odmian na wszystkich stacjach, ostatnia zaś odchylenia tych przeciętnych od ogólnej przeciętnej; d) trzecie kolumny każdej rubryki zawierają odchylenia plonów względnych danej odmiany na danej stacji od przeciętnego plonu względnego danej odmiany na wszystkich stacjach, a więc od liczb przedostatniej pionowej rubryki) czyli „odchylenia lokalne"); e) dolny wiersz poziomy zawiera „przeciętne odchylenia" (bez uwzględnienia znaku + −) plonów absolutnych, względnych i „odchyleń lokalnych".

Numer kolejny i odmiany	OPOLE			ORYSZEW			LEŚMIERZ			RYTWIANY			MŁODZIESZYN		
	ctm.	%	%	ctm.	%	%	ctm.	%	%	ctm.	%	%	ctm.	%	%
1	222	95,3	− 2,6	348	146,7	+ 48,8	347	110,6	+ 12,7	275	88,7	− 9,2	262	97,0	− 0,9
2	260	111,6	+ 3,4	316	133,3	+ 25,1	339	108,4	+ 0,2	304	98,1	− 10,1	315	116,7	+ 8,5
3	261	112,0	− 1,9	346	146,0	+ 32,1	375	119,7	+ 5,8	376	121,3	+ 7,4	280	103,6	− 10,3
4	269	115,4	+ 4,9	343	144,6	+ 34,2	426	136,2	+ 25,7	295	95,2	− 15,2	257	95,2	− 15,2
5	258	110,7	+ 1,3	316	133,3	+ 24,0	320	102,3	− 7,1	378	121,9	+ 12,5	335	124,1	+ 14,8
6	235	100,7	− 2,5	257	108,4	+ 5,2	355	113,5	+ 10,4	343	110,5	+ 7,3	274	101,5	− 1,6
7	228	97,9	− 2,1	137	57,8	− 42,3	308	98,4	− 1,6	294	94,8	− 5,3	266	98,5	− 1,5
8 (kontrola)	200	85,8	− 5,9	209	88,2	− 3,5	285	91,1	− 0,6	321	103,6	+ 11,9	231	85,6	− 6,1
9	227	97,4	− 6,1	257	108,4	+ 4,9	355	113,5	+ 10,0	290	93,6	− 9,9	277	102,6	− 0,9
10	212	91,0	− 8,2	257	108,4	+ 9,2	262	83,7	− 15,5	284	91,6	− 7,6	255	94,5	− 4,7
11	224	96,1	+ 3,7	193	81,4	− 10,9	242	77,3	− 15,1	302	97,4	+ 5,1	266	98,5	+ 6,1
12	238	102,3	+ 6,7	153	64,6	− 31,0	242	77,3	− 18,4	309	99,7	+ 4,1	272	100,7	+ 5,0
13	238	102,3	+ 10,9	161	67,9	− 23,5	223	71,3	− 20,1	300	96,8	+ 5,4	229	84,8	− 6,6
14	224	96,1	+ 0,2	169	71,3	− 24,6	282	90,1	− 5,8	299	96,5	+ 0,6	253	93,7	− 2,2
15 (kontrola)	193	82,8	− 4,2	158	66,7	− 20,3	348	111,3	+ 24,3	265	85,5	+ 1,5	241	89,3	+ 2,3
16	231	99,1	+ 0,7	198	83,6	− 14,8	305	97,4	− 1,0	339	109,3	+ 10,9	295	109,3	+ 10,9
17	247	106,0	+ 4,2	209	88,2	− 13,6	309	98,7	− 3,1	296	95,5	− 6,3	280	103,6	+ 1,8
Średnia arytmet. plonów wszytkich odmian ctm.	233	–	–	237	–	–	313	–	–	310	–	–	270	–	–
Różnice plonów względnych między dwoma numera kontrolującymi %	–	3,0	–	–	21,5	–	–	20,9	–	–	18,1	–	–	3,7	–
Odchylenia przeciętne (t) poszczególnych odmian od śred. arytm. wszystkich odmian w ctm. i %.	16,3	7,0	± 4,1	64,1	26,2	± 21,6	42,4	13,6	± 10,4	24,9	8,0	± 7,7	19,9	7,4	± 1,35

Numer kolejny i odmiany	ŁUKOWE			ŁYSZKOWICE			JÓZEFÓW			SANNIKI			ZBIERSK		
	ctm.	%	%	ctm	%	%	ctm.	%	%	ctm.	%	%	ctm.	%	%
1	191	85,7	− 12,2	63	87,5	− 10,4	226	82,5	− 15,4	284	96,6	− 1,3	296	94,3	− 3,6
2	267	119,6	+ 11,4	65	90,3	− 17,9	303	110,7	+ 2,5	332	112,8	+ 4,6	369	117,9	+ 9,7
3	289	129,6	+ 15,7	84	116,6	+ 2,7	333	121,6	+ 7,7	336	114,3	+ 0,4	348	110,8	− 3,1
4	296	132,8	+ 22,4	94	130,5	+ 20,0	281	102,5	− 7,9	314	106,8	− 3,7	336	107,0	− 3,4
5	252	113,0	+ 3,6	84	116,6	+ 7,3	305	111,3	+ 1,9	320	108,8	− 0,5	308	98,1	− 11,3
6	252	113,0	+ 9,9	79	109,8	+ 6,7	325	118,6	+ 15,5	316	107,5	+ 4,3	330	105,2	+ 2,1
7	219	98,2	− 1,9	72	100,0	+ 0,0	261	95,3	− 4,8	295	100,3	+ 0,3	327	104,3	+ 4,3
8 (kontrola)	201	90,1	− 1,6	58	80,5	− 11,2	219	79,9	− 11,8	267	90,8	− 0,9	227	72,3	− 19,2
9	267	119,6	+ 16,1	60	83,3	− 20,2	305	111,3	+ 7,8	294	100,0	− 3,5	352	112,3	+ 8,8
10	219	98,2	− 1,0	74	102,8	+ 3,6	252	92,0	− 7,2	274	93,2	− 6,0	283	90,1	− 9,1
11	143	64,1	− 28,2	71	98,6	+ 6,3	272	99,3	+ 6,9	298	101,3	+ 9,0	311	99,1	+ 6,7
12	233	104,5	+ 8,9	52	72,2	− 23,4	250	91,2	− 4,5	292	99,3	+ 3,6	330	105,1	+ 9,5
13	230	103,2	+ 11,8	60	83,3	− 8,1	276	100,7	+ 9,1	269	91,5	+ 0,1	243	77,4	− 14,0
14	149	66,8	− 29,1	72	100,0	+ 4,1	248	90,5	− 5,4	272	92,5	− 3,4	302	96,2	+ 0,3
15 (kontrola)	187	83,9	− 3,1	60	83,3	− 3,7	241	88,0	+ 1,0	242	82,3	− 4,7	264	84,1	− 2,9
16	189	84,8	− 13,6	75	104,2	+ 5,8	272	99,3	+ 0,9	309	105,2	+ 6,8	336	107,0	+ 8,6
17	214	96,0	− 5,8	93	129,2	+ 27,4	285	104,0	+ 2,2	287	97,6	− 4,2	383	122,0	+ 20,2
Średnia arytmet. plonów wszytkich odmian ctm.	223	–	–	72	–	–	274	–	–	294	–	–	314	–	–
Różnice plonów względnych między dwoma numera kontrolującymi %	–	6,2	–	–	2,8	–	–	8,1	–	–	8,5	–	–	11,8	–
Odchylenia przeciętne (t) poszczególnych odmian od śred. arytm. wszystkich odmian w ctm. i %.	35,1	15,7	± 11,6	9,8	13,6	± 10,5	26,2	9,6	± 6,67	19,6	6,7	± 3,37	33,1	10,5	± 8,1

Numer kolejny i odmiany	GOLE I			GOLE II			KRASINIEC			WIERZBICA			GORZKÓW		
	ctm.	%	%	ctm.	%	%	ctm.	%	%	ctm.	%	%	ctm.	%	%
1	164	95,4	− 2,5	212	95,5	− 2,4	295	73,6	− 24,3	259	110,4	+ 12,5	341	112,8	+ 14,6
2	150	87,2	− 21,0	244	109,9	+ 1,7	232	87,6	− 10,6	263	111,9	+ 3,7	367	121,5	+ 13,3
3	190	110,5	− 3,4	256	115,4	+ 1,5	241	91,0	− 22,9	256	108,9	− 5,0	358	118,5	+ 4,6
4	196	114,0	+ 3,6	360	162,3	+ 51,8	261	98,5	− 12,0	207	88,1	− 22,3	320	105,9	− 4,6
5	156	90,7	− 18,6	212	95,5	− 13,9	270	101,8	− 7,5	219	93,2	− 16,2	350	115,9	+ 6,5
6	180	104,6	+ 1,5	170	76,6	− 26,6	230	86,8	− 16,3	212	90,2	− 13,0	350	115,9	+ 12,8
7	281	163,2	+ 63,2	200	90,1	− 10,0	252	95,1	− 4,9	288	122,6	+ 22,5	295	97,7	− 2,4
8 (kontrola)	185	107,6	+ 15,9	192	86,5	− 5,2	331	124,8	+ 33,1	249	106,0	+ 14,3	270	89,4	− 2,3
9	190	110,5	+ 7,0	205	92,3	− 11,2	263	99,3	− 4,2	221	94,0	− 9,5	312	103,3	− 0,2
10	202	117,4	+ 18,2	212	95,5	− 3,7	329	124,3	+ 25,1	242	103,0	+ 3,8	303	100,3	+ 1,1
11	135	78,5	− 13,9	207	93,2	+ 0,9	263	99,3	+ 6,9	218	92,8	+ 0,5	253	83,8	− 8,5
12	140	81,4	− 14,3	206	92,8	− 2,8	285	107,4	+ 11,7	238	101,5	+ 5,9	299	99,0	+ 3,3
13	179	104,1	+ 12,7	230	103,6	+ 12,2	259	97,7	+ 6,3	207	88,1	− 3,3	253	83,8	− 7,6
14	151	87,8	− 8,1	235	105,7	+ 9,8	272	102,6	+ 6,7	278	118,3	+ 22,4	349	115,9	+ 20,0
15 (kontrola)	135	78,5	− 8,5	192	86,5	− 0,5	239	90,2	+ 3,2	208	88,5	+ 1,5	232	76,8	− 10,2
16	144	83,7	− 14,7	200	90,1	− 8,3	296	111,7	+ 13,3	196	83,4	− 15,0	249	82,5	− 15,9
17	146	84,9	− 16,9	234	105,2	+ 3,4	289	109,1	+ 7,3	228	97,0	− 4,8	228	75,5	− 26,3
Średnia arytmet. plonów wszytkich odmian ctm.	172	–	–	222	–	–	265	–	–	235	–	–	302	–	–
Różnice plonów względnych między dwoma numera kontrolującymi %	–	29,1	–	–	0.0	–	–	34,6	–	–	17,5	–	–	12,6	–
Odchylenia przeciętne (t) poszczególnych odmian od śred. arytm. wszystkich odmian w ctm. i %.	26,7	15,5	± 14,4	27,1	12,2	± 6,8	25,4	9,6	± 12,7	23,1	9,8	± 10,4	39,3	13,0	± 9,1

Numer kolejny i odmiany	SOKOŁÓWKA			OLCHOWIEC			JAŁTUSZKÓW			BERSZADA			PLISKÓW I		
	ctm.	%	%	ctm.	%	%	ctm.	%	%	ctm.	%	%	ctm.	%	%
1	232	95,5	− 2,4	356	98,6	+ 0,7	282	98,3	+ 0,4	285	104,4	+ 6,5	517	104,2	+ 6,3
2	263	108,5	+ 0,3	355	98,3	− 9,9	312	108,7	+ 0,5	292	107,0	− 1,2	507	102,3	− 5,9
3	279	114,8	− 0,9	356	98,6	− 15,3	313	109,1	− 4,8	366	134,1	+ 20,2	538	108,4	− 5,5
4	283	116,5	+ 6,1	355	98,3	− 12,1	197	68,7	− 41,8	292	107,0	− 3,4	486	97,8	− 12,7
5	291	119,7	+ 10,4	364	100,9	− 8,4	343	119,5	+ 10,1	319	116,8	+ 7,5	587	118,2	+ 8,8
6	224	92,2	− 10,9	366	101,4	− 1,8	318	110,8	+ 7,6	278	101,8	− 1,3	491	98,8	− 4,2
7	241	99,2	− 0,8	373	103,3	+ 3,3	322	112,3	+ 12,2	238	87,2	− 12,9	462	93,0	− 7,0
8 (kontrola)	199	81,9	− 9,8	363	100,6	+ 8,9	247	86,1	− 5,6	269	98,5	+ 6,8	434	87,3	− 4,4
9	257	105,7	+ 2,2	355	98,3	− 5,2	308	107,3	+ 3,8	312	114,3	+ 10,8	606	121,9	+ 18,4
10	239	98,4	− 0,8	364	100,9	+ 1,7	300	104,5	+ 5,3	231	84,6	− 14,6	518	104,5	+ 5,3
11	206	84,8	− 7,6	354	98,1	+ 5,7	308	107,3	+ 15,0	272	99,6	+ 7,2	478	96,2	+ 3,9
12	222	91,4	− 4,3	361	100,0	+ 4,4	281	97,9	+ 2,2	316	115,8	+ 20,2	463	93,1	− 2,5
13	230	94,7	+ 3,3	364	100,9	+ 9,5	266	92,7	+ 1,3	204	74,7	− 16,7	437	87,9	− 3,5
14	242	99,6	+ 3,7	366	101,5	+ 5,6	242	84,3	− 11,6	251	92,0	− 3,9	473	95,2	− 0,7
15 (kontrola)	228	93,8	+ 6,8	365	101,2	+ 14,2	260	90,6	+ 3,6	195	71,4	− 15,6	418	84,1	− 2,9
16	244	100,4	+ 2,0	358	99,2	+ 0,8	272	94,8	− 3,6	265	97,1	− 1,3	483	97,2	− 1,2
17	245	100,7	− 4,1	354	98,1	− 3,7	314	109,5	+ 7,7	249	91,2	− 10,6	538	108,3	+ 6,5
Średnia arytmet. plonów wszytkich odmian ctm.	243	–	–	361	–	–	287	–	–	273	–	–	496	–	–
Różnice plonów względnych między dwoma numera kontrolującymi %	–	11,9	–	–	0,6	–	–	4,5	–	–	27,1	–	–	3,2	–
Odchylenia przeciętne (t) poszczególnych odmian od śred. arytm. wszystkich odmian w ctm. i %.	19,3	7,9	± 4,5	4,8	1,3	± 6,6	29,4	10,2	± 8,1	32,9	12,1	± 9,4	39,7	8,0	± 5,9

Numer kolejny i odmiany	PLISKÓW II			UŁADÓWKA			NIEMIERCZE			OBODÓWKA			MIRONÓWKA			Średni plon względny poszczeg. odmian w % przeciętnego plonu wszystkich odmian i odchylenia od 100 %	
	ctm.	%	%	ctm.	%	%	ctm.	%	%	ctm.	%	%	ctm.	%	%		
1	499	102,9	+ 5,0	263	78,5	− 19,4	339	86,5	− 11,4	275	102,2	+ 4,3	226	103,7	+ 5,8	97,90	− 2,1
2	497	102,5	− 5,7	376	112,2	+ 4,1	406	103,8	− 4,4	295	109,6	+ 1,4	250	114,6	+ 6,4	108,20	+ 8,2
3	518	106,6	− 7,3	386	115,2	+ 1,3	401	102,3	− 11,6	265	98,5	− 17,2	267	122,5	+ 8,6	113,92	+ 13,9
4	491	101,2	− 9,2	383	114,2	+ 3,7	397	101,3	− 9,2	267	99,3	− 11,1	266	122,0	+ 11,6	110,45	+ 10,5
5	533	109,9	+ 0,5	391	116,8	+ 7,4	404	103,1	− 6,3	265	98,5	− 10,5	214	98,2	− 11,2	109,36	+ 9,4
6	499	102,9	− 0,3	344	102,8	− 0,3	406	103,7	+ 0,6	253	94,1	− 9,0	234	107,3	+ 4,1	103,14	+ 3,1
7	471	96,9	− 3,2	357	106,9	+ 6,9	361	92,1	− 7,9	248	92,2	− 7,9	226	103,7	+ 3,6	100,04	± 0,0
8 (kontrola)	380	78,2	− 13,5	206	85,4	− 6,3	345	88,0	− 3,7	267	99,3	+ 7,6	230	105,5	+ 13,8	91,72	− 8,3
9	606	124,8	+ 21,3	352	105,1	+ 1,6	397	101,2	− 2,3	240	89,2	− 14,3	169	77,5	− 26,3	103,47	+ 3,5
10	499	102,9	+ 3,7	313	93,4	− 5,8	375	95,7	− 3,5	281	104,5	+ 5,3	226	103,7	+ 4,5	99,17	− 0,8
11	481	99,0	+ 6,6	273	81,5	− 10,8	417	106,5	+ 14,2	240	89,2	− 3,2	187	85,8	− 6,5	92,35	− 7,6
12	471	96,9	+ 1,2	350	104,5	+ 8,9	368	93,9	− 1,8	275	102,2	+ 6,5	210	96,3	+ 0,7	95,64	− 4,4
13	462	95,1	+ 3,7	296	88,3	− 3,1	417	106,5	+ 15,1	265	98,5	+ 7,1	195	89,4	− 2,0	91,61	− 8,6
14	471	96,9	+ 1,0	342	102,1	+ 6,2	407	103,8	+ 7,9	265	98,5	+ 2,6	216	99,1	+ 3,2	95,90	− 4,1
15 (kontrola)	372	76,5	− 10,5	293	87,5	+ 0,5	372	94,9	+ 7,4	292	108,7	+ 21,7	188	86,2	− 0,8	87,02	− 13,0
16	491	101,2	+ 2,8	356	106,2	+ 7,8	448	114,3	+ 15,9	303	112,6	+ 14,2	187	85,8	− 12,6	98,38	− 1,6
17	527	108,8	+ 7,0	327	97,6	− 4,2	410	104,6	+ 2,8	300	111,6	+ 9,8	221	101,3	− 0,5	101,77	+ 1,8
Średnia arytmet. plonów wszytkich odmian ctm.	486	–	–	335	–	–	392	–	–	270	–	–	218	–	–	99,98 (okrągło 100)	0,0
Różnice plonów względnych między dwoma numera kontrolującymi %	–	1,7	–	–	2,1	–	–	0,9	–	–	9,4	–	–	19,3	–	4,70	σ = ± 7,26
Odchylenia przeciętne (t) poszczególnych odmian od śred. arytm. wszystkich odmian w ctm. i %.	35,0	7,2	± 6,0	34,2	10,2	± 5,8	22,4	5,7	± 7,5	15,0	5,6	± 9,0	20,7	9,5	± 7,2	–	+ 5,93

jącej dla wszytkich instrukcji, a w jesieni wykopane, zważone i zbadane na zawartość cukru, mówiąc potocznie „spolaryzowane".

Wyniki ważenia i polaryzacji, również jak niektóre inne dane (ilość roślin na działce, procent liści, procent pośpiechów, dane, dotyczące uprawy i przebiegu pogody) „stacje" posyłają do Zarządu Związku. Tam zostają one poddane krytyce, zestawione, i te z nich, które są uznane za „poprawne", użyte do obliczenia średnich arytmetycznych dla poszczególnych „numerów".

Między tymi „numerami" jest corocznie dwa a czasem trzy, pod którymi ukrywa się ta sama „odmiana" i t. zw. „numery kontrolne".

Doświadczenia te zapoczątkowane w 1891 roku przez Józefa Dzięgielowskiego w nieco innej formie, zostały w następnym 1892 roku przejęte przez Zarząd ówczesnej „Sekcji Cukrowniczej Warsz. Oddziału T-stwa Pop. Przemysłu i Handlu", (z której się następnie rozwinął Związek Cukrowników), a mianowicie przez ówczesnych jej prezesa śp. Maurycego Wortmana i sekretarza śp. Tadeusza Rutkowskiego i są one do dnia dzisiejszego prowadzone bez innej przerwy, jak spowodowana wojną światową.

Organizacja tych doświadczeń pozostała niezmieniona; zmianom podlegały tylko sposoby wykonania doświadczeń (zastąpienie doświadczeń jednopowtórzeniowych „statystycznych", przez wielopowtórzeniowe, typu „ścisłego") oraz obliczenia wyników, a mianowicie przez wprowadzenie momentu „ważności".

Jako przykład weźmy doświadczenie zbiorowe z r. 1895 wykonane sposobem przeważnie jednopowtórzeniowym.

§ 115. Przedstawienie wyników. Wyniki tych doświadczeń były corocznie ogłaszane in extenso, dla każdej „stacji" oddzielnie, i przy końcu podawane średnie arytmetyczne absolutnych cukrowości i absolutnych plonów. Dopiero na parę lat przed wojną został za moją poradą wprowadzony sposób obliczania wyników w postaci odchyleń poszczególnych odmian od średniej arytmet. z wszystkich odmian na danej stacji t. j. od „wzorca zbiorowego" i następnie różnic między temi odchyleniami a średnią arytmetyczną odchyleń danego „numeru" na wszystkich „stacjach", t. j. „odchyleń lokalnych".

Podanie wyników jednego roku in extenso zajęłoby kilkanaście stron druku, wobec czego zadowolnię się przedstawieniem ich w skondensowanej postaci w tabl. 12.

W tablicy tej pierwsza rubryka pionowa zawiera numery porządkowe (kryptonimiczne) „odmian", biorących udział w doświadczeniach.

Dalsze rubryki, zawierające każda po 3 kolumny, odpowiadają poszczególnym „stacjom". W pierwszej kolumnie każdej rubryki są podane plony absolutne poszczególnych odmian, u dołu zaś średnie arytmetyczne absolutnych plonów wszystkich „numerów" na danej stacji.

W drugiej kolumnie są podane *plony względne*, wyrażone w procentach średniego plonu danej stacji.

W trzeciej kolumnie każdej rubryki znajdzie czytelnik „*surowe odchylenia lokalne*" wyrażone w procentach, t j. różnice między plonem względnym danej odmiany na danej stacji, a *średnim plonem względnym* tejże odmiany na wszystkich stacjach.

Te średnie plony względne poszczególnych odmian, t. j. średnie arytmetyczne z wszystkich plonów względnych tychże odmian, są podane w pierwszej kolumnie ostatniej rubryki z prawej strony.

Dla plonów względnych przyjęliśmy wielkości „kombinowane" t. j. średnie arytmetyczne z przeciętnego ciężaru jednego buraka i rzeczywiście zebranego plonu.

W oryginalnych opracowaniach tych doświadczeń popełniono dwa błędy: za plon przyjmowano albo rzeczywiście zebrane ilości buraków bezwzględu na liczbę roślin na działce albo średni ciężar buraka, odchylenia zaś podawano w liczbach absolutnych, co jak wielokrotnie zaznaczyłem, jest błędnem, gdyż absolutne wahania plonów i ich funkcje są w daleko wyższym stopniu zależne od absolutnej wysokości plonów niż też wahania, wyrażone w procentach. Jakkowiek wykonanie tego nie leży w zakresie bezpośrednich zagadnień, które chcę na tym przykładzie zillustrować, jednak tak ze względu na ważność samej kwestji jak i na to, że przy jej rozpatrywaniu będę miał sposobność przedstawić incydentalnie kilka innych ważnych metod rozumowania, spotykanych w doświadczalnictwie, zatrzymam się nad nią nieco dłużej.

§ 116. Stosunek odchyleń plonów poszczególnych członów doświadczenia do absolutnej wysokości plonu. Najściślejszą miarą zbiorową tych odchyleń byłoby, oczywiście, ich średnie kwadratowe odchylenie, czyli wskaźnik zmienności (wzgl. błąd średni). Dla naszego celu wystarczającą jednak miarą będzie „przeciętne odchylenie" odpowiadające„ przeciętnemu błędowi" (por. § 13), które będziemy oznaczali symbolem t. Wielkości t wyników każdej stacji są podane w ostatnim wierszu 12-ej tabl., u dołu pierwszych kolumn w wielkościach absolutnych (ctm. na ha) a u dołu drugich kolumn w procentach przeciętnych plonów stacji.

Wielkości t, zgrupowane w klasy o odstępie klasowym 5 ctm,, a plony w klasy po 50 ctm. podaję zestawione w tablicy korrelacji (tabl. 13).

Tablica 13.

Plon przeciętny na stacji ctm. \ Przeciętne odchylenie odmian na stacji *t*.	2,5 do 7,5	7,5 do 12,5	12,5 do 17,5	17,5 do 22,5	22,5 do 27,5	27,5 do 32,5	32,5 do 37,5	37,5 do 42,5	42,5 do 47,5	47,5 do 52,5	52,5 do 57,5	57,5 do 62,5	62,5 do 67,5	f_{II}
	—	—3	—2	—1		1	2	3	—	—	—	—	—	
50—100 —4	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1
100—150 —3	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
150—200 —2	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	1
200—250 —1	—	—	1	2	2	—	1	—	—	—	—	—	(1)	6 (7)
250—300	—	—	1	2	2	1	1	—	—	—	—	—	—	7
300—350 1	—	—	—	—	1	—	2	2	—	—	—	—	—	5
350—400 2	(1)	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1 (2)
400—450 3	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
450—500 4	—	—	—	—	—	—	1	1	—	—	—	—	—	2
f_I	(1)	1	2	5	6	1	5	3	—	—	—	—	(1)	23 (25)

Gdybyśmy obliczyli spółczynnik korrelacji dla wszystkich 25 warjantów, to byłby on, jak można na oko poznać, bardzo niewysoki; pomiędzy tymi warjantami są jednak dwa, objęte w naszej tablicy nawiasami, których nie można brać w rachubę. Jeden z nich, to przeciętne odchylenie 64,1 ctm. otrzymane na stacji Oryszew, drugi, to odchylenie przeciętne 4,8 stacji Olchowiec.

Co do pierwszego, to nie ma żadnych wątpliwości, że wynikło ono z błędnego wykonania doświadczenia. Wskaźnik zmienności obliczony dla wszystkich 25 „przeciętnych odchyleń“ równa się, jak się czytelnik może sam przekonać, $\pm 2,40$ klasy, a że przedział klasowy = 5 ctm., więc $\sigma_t = \pm 12,00$ ctm., średnia arytmetyczna zaś wszystkich przeciętnych odchyleń $M_t = 27,40$ ctm.

Odchylenie przeciętne st. Oryszew wyższe jest więc od średniej arytmetycznej o $64,1 - 27,4 = 36,7$ a więc o przeszło 3 krotny wskaźnik zmienności, mamy zatem formalne prawo odrzucenia wyników tej stacji. W prawie tem potwierdza nas przyjrzenie się plonom, otrzymanych w Oryszewie (1-sza kolumna odpowiedniej rubryki); widzimy, że plony zmniejszają się gwałtownie w kierunku od pierwszej odmiany do ostatniej, tak, że mamy tu bezwątpienia do czynienia z bardzo wybitnem zmiejszaniem się w tym kierunku żyzności pola.

Obliczywszy wskaźnik zmienności i współczynnik korrelacji bez wyników oryszewskich, otrzymamy, jako drugie przybliżenie:

wskaźnik zmienności plonów $\sigma_{pl} = \pm 85,5$ ctm.
„ „ przeciręt. odch. $\sigma_t = \pm 9,4$ „
spółcz. zmienności między *pl* a *t* $r_{\frac{pl}{t}} = + 0,430 \pm 0,163$.

W tablicy korrelacji wybija się jednak na oko bardzo wyraźnie jako „łamacz korrelacji“, odchylenie przeciętne stacji Olchowiec, wynoszące tylko 4,8 a więc różniące się od średniej arytmetycznej (otrzymanej po odrzuceniu Oryszewa) o $25,83 - 4,8 = 21,03$ a więc $\frac{21,03}{9,4} = 2,237$ razy więcej niż wskaźnik zmienności. Jakkolwiek prawdopodobieństwo takiej różnicy wynosi tylko 1,26 na 100, jednak nie mamy jeszcze prawa uznać tego odchylenia za leżące po za rozsądnem prawdopodobieństwem. Bliższe rozważanie pokaże nam jednak, że wyniki olchowieckie również nie zasługują na uwzględnienie.

Przedewszystkiem, jak się zaraz przekonamy, różnica między przeciępt odchyleniem olchowieckiem a średnią arytmetyczną odchyleń jest w rzeczywistości większa niż $2,2375\sigma$; przeciętny plon buraków na stacji Olchowiec wynosi 361 g.; wobec stwierdzonej korrelacji między średnim ciężarem a *t*,

musimy przyjąć, że dla klasy średnich ciężarów 361 najprawdopodobniejsza średnia arytmetyczna t nie jest ta, którąśmy otrzymali dla wszystkich stacyj, dla których średni plon buraków wynosi 285,4 (ściśle 283), lecz odpowiednio większa. O ile większa, to możemy łatwo obliczyć.

Regresja z „przeciętnego odchylenia“ t do „średniego plonu“ (który oznaczamy symbolem *pl*), $R_{\frac{t}{pl}}$, równa się współczynnikowi korrelacji pomnożonemu przez iloraz wskaźników zmienności t i *pl*, czyli

$$R_{\frac{t}{pl}} = r \frac{\sigma_t}{\sigma_{pl}} = 0{,}43 \; \frac{9{,}4}{85{,}5} = 0{,}0473,$$

to znaczy, że każdemu podniesieniu się średniego plonu o 1 ctm odpowiada podniesienie się najprawdopodobniejszego przeciętnego odchylenia t o 0,0473. Że zaś 361 — 285,4 = 75,6, więc najprawdopodobniejsza „cząstkowa średnia arytmetyczna“ t dla przeciętnego plonu 361 g. wynosi

$$25{,}83 + 0{,}0473 \times 75{,}6 = 29{,}41.$$

Wskaźniki zmienności poszczególnych klas przeciętnego ciężaru są również wobec wyraźnej korrelacji inne niż wskaźnik zmienności ogólny (por. § 28). Wiemy mianowicie, że „cząstkowy wskaźnik zmienności“

$$\varsigma = \sigma \sqrt{1 - r^2}$$

a więc w naszym wypadku: $\varsigma = 9{,}4 . 0{,}903 = 8{,}49$.

Różnica między przeciętnem odchyleniem stacji a najprawdopodobniejszem odchyleniem przy średnim plonie 361 wynosi więc $4{,}8 - 29{,}41 = -24{,}61$ t.j. $\frac{24{,}61}{8{,}49} = 2{,}898$ razy swój wskaźnik zmienności; prawdopodobieństwo takiej różnicy równa się niespełna 2 na tysiąc, leży więc na samej granicy, poza którą jest przyjętem uważać wyniki za obarczone grubym błędem.

Ale po za tym momentem, bądź co bądź nie zupełnie przekonywującym, wyniki olchowieckie mają jeszcze inne cechy fałszywości.

Przedewszystkiem taką cechą jest niezmiernie mała skala wahań plonów między poszczególnemi odmianami, której wyrazem jest właśnie niskie, „przeciętne odchylenie“ wynoszące 4,8 ctm, t.j. 1,3% przeciętnego plonu. Nie polegając na „prze-

ciętnem odchyleniu“ jako mniej dokładnej mierze obliczmy „średnie kwadratowe odchylenie“ czyli wskaźnik zmienności: wypada on = ± 1,53% (obliczony z przeciętnego odchylenia przez pomnożenie przez 1,2533 wypadłby wskaźnik zmienności = 1.65).

Tymczasem wiemy, że współczynnik zmienności ciężaru pojedynczego buraka wynosi 30—40 procentów jego ciężaru. Choćbyśmy przyjęli, że w Olchowcu dzięki niezwykłej równości pola, ten współczynnik wynosił niezwykle mało a więc 30%, to przy 400 roślinach na działce błąd średni średniej próby wynosiłby właśnie $\frac{30}{20} = 1{,}5\%$. Byłoby to jednak możliwe tylko wtedy, gdyby nie było żadnej zmienności międzydziałkowej, a przedewszystkiem, gdyby wszystkie działki były obsiane jedną i tą samą odmianą. Tymczasem różnice między poszczególnemi odmianami są bardzo znaczne: wynoszą one, jak widzimy z ostatniej po prawej ręce pionowej rubryki, do 27%, a średnie kwadratowe wahanie t. j. wskaźnik zmienności przeciętnych plonów poszczególnych odmian = ± 7,26%, z błędem średnim

$$\frac{\pm 7.26}{\sqrt{34}} = \pm 1{,}25.$$

Różnica między 7.26 — 1,53 = 5,73, t. j. 5,73 : 1,25 = 4,59 razy więcej niż teoretyczny błąd średni, a zatem leży po za granicami normalnego prawdopodobieństwa. I rzeczywiście, w ciągu 26 lat na mniejwięcej 500 doświadczeń ani razu nie znalazło się inne oprócz tego, o którym mowa, w którymby różnice między plonami były nawet w przybliżeniu tak małe.

Jeżeli obliczymy wskaźnik zmienności „przeciętnych odchyleń“ na każdej stacyj („t“) stwierdzimy również choć mniej jaskrawo nieprawdopodobieństwo „t“ dla Olchowca. Wskaźnik ten (po wykluczeniu Oryszewa) wynosi ± 3,32; średnia arytmetyczna wszystkich „t“ (oprócz Oryszewa) = 9,58, więc różnica między Olchowcem a średnią arytm. = 9,58 — 1,30 = 8,28 t. j. $\frac{8{,}28}{3{,}32} = 2{,}5$ razy więcej niż wskaźnik zmienności.

Natomiast z porównania całokształtu wyników Olchowca z przeciętnymi wynikami z wszystkich 25 stacyj zapomocą tablicy korrelacii (p. niżej) przekonujemy się, że te wyniki są wprost odwrotne, t.j. że im która odmiana wypada w przeciętnych z wszystkich doświadczeń plenniejszą, tem niższy plon daje ona w Olchowcu, co się wyraża współczynnikiem korrelacji między wynikami olchowieckimi a przeciętnymi r = —0,331 ± 0,216.

Takie spotkanie się w jednem doświadczeniu tylu mało prawdopodobnych cech pozwala nam zupełnie objektywnie uznać te wyniki za zupełnie fałszywe i niebrać ich wcale w rachubę.

Wróćmy teraz do powyżej podanej tablicy korrelacji: współczynnik korrelacji, obliczony z niej po wyeliminowaniu wyników oryszewskich i olchowieckich wypadnie $r = +0{,}616 \pm 0{,}139$, a więc jako przekraczającą swój błąd średni blisko $4^1/_2$ razy korrelację tę możemy uważać za pewną i dodatnią. Natomiast, współczynnik korrelacji między odchyleniami wyrażonemi w procentach plonów a tymiż plonami, obliczony z tablicy 14-tej wynosi $r = -0{,}360 \pm 0{,}181$. Zależność więc wahań, wyrażonych w procentach jest znacznie mniej pewna niż dla plonów absolutnych a w każdym razie jej najprawdopodobniejsza wielkość (ujemna) jest znacznie mniejszą. Że zaś we wszystkich wypadkach, w których to porównanie przeprowadzamy, zawsze dostajemy potwierdzenie tego, przeto powinniśmy opierać wszelkie obliczenia, dotyczące plonów na ich procentowym stosunku a nie na ich absolutnych wielkościach.

§ 17. Dalsza krytyka wyników poszczególnych stacji W poprzedzającym paragrafie przy sposobności dowiedzenia głównej tezy ubocznie wykazałem niewiarygodność wyników dwóch stacji. Spróbujemy teraz zbadać, czy nie da się rozpoznać według innych kryterjów więcej stacji, nadających się do eliminacji.

Zacznijmy od *zgodności numerów kontrolujących,* gdyż jakkolwiek skądinąd wiemy, że odrzucenie doświadczeń tylko na podstawie niezgodności tych numerów nie da się usprawiedliwić, lecz gdyby w tej samej stacji obok takiej niezgodności znalazły się inne jeszcze cechy niewiarogodności, same przez się niewystarczające, to takie spotkanie się dwóch mało prawdopodobnych cech ujemnych pozwoliłoby uważać z dużym prawdopodobieństwem, że całe doświadczenie jest źle wykonane.

Obliczamy przedewszystkiem znanym sposobem średnią arytmetyczną i wskaźnik zmienności różnic między numerami kontrolującymi, rozumie się, wyrażone w procentach przeciętnego plonu każdej stacji (wiersz 2-gi od dołu tablicy 12-ej). Średnia arytmet. tych różnic równa się 11,38, a wskaźnik zmienności — $\pm$ 9,46.

Największe odchylenie od średniej arytm. mianowicie różnica numerów kontr. w Krasińcu jest $34{,}6 - 11{,}38 = 23{,}22$, t.j. trochę więcej niż dwukrotny błąd średni, nie ma więc pewnej objektywnej podstawy do odrzucenia odnośnych wyników.

Jako inne kryterjum wiarogodności wyników można uważać stopień zgodności wyników otrzymanych na żadnej stacji dla poszczególnych odmian z przeciętnymi wynikami tychże odmian wszystkich doświadczeń: wyrazem tej zgodności są liczby trzecich kolumn poszczególnych rubryk, dające różnice

Tablica 14.

przeciętna odchylenia odmian od przeciętnego plonu pogólnych stacyj w procentach plonu t% / Przeciętne plony ctm		1,25 do 3,75	3,75 do 6,25	6,25 do 8,75	8,75 do 11,25	11,25 do 13,75	13,75 do 16,25	
		−2	−1		1	2	3	4
50 – 100	−4	—	—	—	—	1	—	1
100 – 150	−3	—	—	—	—	—	—	—
150 – 200	−2	—	—	—	—	—	1	1
200 – 250	−1	1	—	1	2	1	1	6
250 – 300		—	1	2	3	1	—	7
300 – 350	1	—	—	1	2	2	—	5
350 – 400	2	—	1	—	—	—	—	1
400 – 450	3	—	—	—	—	—	—	—
450 – 500	4	—	—	2	—	—	—	2
		1	2	6	7	5	2	p=23

$\nu_I = 0{,}130$

$\sigma_I = \pm 1{,}70$

$\nu_{II} = 0{,}826$

$\sigma_{II} = \pm 1{,}24$

$r = -0{,}360 \pm 0{,}181$

między względnym plonem na danej stacji (2-ga rubryka) a średnią arytm. tych względnych plonów.

Dla zdania sobie sprawy z tego, poza jakiemi granicami możemy uważać wynik za błędny, obliczmy wskaźnik zmienności tych wszystkich odchyleń dla wszystkich odmian na wszystkich stacjach. Moglibyśmy również zamiast tego obliczać wskaźniki zmienności tych odchyleń każdej odmiany z osobna, sądzą jednak, że można tu wszystkie odmiany pod względem lokalnych odchyleń traktować wspólnie, gdyż te odchylenia są w znacznie wyższym stopniu wynikiem błędów doświadczalnych, niż niejednakowego reagowania odmian na różne warunki, o czem wiemy z licznych innych szeregów doświadczeń. W każdym razie popełniony przez to błąd może być bardzo niewielki.

Ogólny wskaźnik zmienności dla wszystkich 425 odchyleń wynosi $\pm$ 11,89.

Jak to już wielokrotnie było mówione, odchylenia od średniej większe niż 3-krotny błąd średni (wskaźnik zmienności) szeregu są tak mało prawdopodobne, iż o ile się zdarzą, mogą być ze znacznie większym prawdopodobieństwem uważane za wynikłe z jakiegoś źródła grubych błędów niż za normalne fluktuacje. Gdybyśmy się ściśle tego trzymać chcieli to musielibyśmy uważać za błędne wszystkie wyniki, odchylające się od średniej arytmet. z wszystkich doświadczeń więcej niż o 35,7%.

Takich odchyleń mamy 5, mianowicie 2 w Oryszewie i po jednem w Golach I, Golach II i Jałtuszkowie. Oprócz tego widzimy w Oryszewie jeszcze 3 odchylenia wyższe niż 31,0%. Spotkanie się *czysto przypadkowe* tylu błędów w jednej stacji jest bezwzględnie nie możliwe (jedna szansa na wiele miljardów) co potwierdza naszą poprzednio o wynikach tej stacji powziętą opinję.

Godnem uwagi jest, że z pozostałych trzech odchyleń, które zaliczamy do błędów grubych, dwa spotykamy w stacjach, w których numery kontrolujące wykazują bardzo wielką zgodność. (Gole II różnica 0,0% i Jałtuszków —4,7%.)

Cóż mamy teraz zrobić z temi trzema stacjami? Mamy trzy drogi: albo odrzucić wszystkie dane otrzymane na nich, albo uznać za błędne tylko te wyniki, które przekraczają dopuszczalne granice odchyleń, lub wreszcie wprowadzić do obliczenia średnich arytmetycznych wyniki tych stacyj ze zmniejszoną ważnością.

Ten ostatni sposób postępowania poddałem krytyce w jednym z poprzednich paragrafów (§ 109) i przedstawiłem logiczne błędy takiego postępowania.

Co zaś tyczy wyboru między dwiema innemi metodami, to trzeba przyznać, że jest on trudny, jeżeli wielkie odchylenie, a zatem przypuszczalnie gruby błąd jednego z członów, spo-

tyka się w doświadczeniu, mającem pod innymi względami cechy poprawności. Przez odrzucenie bowiem jego wyników w całości, zmniejsza się ilość doświadczeń dla wszystkich innych członów. Eliminując zaś tylko człon, wykazujący zbyt wielkie odchylenie sprawia się, że przeciętne wyniki dla tego człona, jako otrzymane nie z identycznej liczby doświadczeń wykonanych w identycznych warunkach nie nadają się, biorąc bezwzględnie ściśle, do porównania z innymi. Sposób ten byłby bezwgzlędnie nie do zastosowania, gdyby się obliczało przeciętne z absolutnych wyników (absolutnych plonów, cukrowość etc), gdyż w ten sposób stawiałoby się dany człon (w naszym przykładzie odmianę) w warunkach uprzewilejowanych, jeżeli absolutne wyniki danego doświadczenia były niskie, jeżeli zaś dana stacja dała plony wysokie, to odrzucony człon znalazłby w warunkach gorszych niż te odmiany, dla których były uwzględnione i te wysokie plony.

Jeżeli, jak ja to robię, wszelkich obliczeń, a więc i obliczeń wyników przeciętnych, dokonuje się na wynikach względnych, a dla plonów wyrażonych procentowo, to powyższe źródło błędów jest znacznie mniej groźne, gdyż sprowadza się ono do innego porównawczo z innemi odmianami reagowania danej odmiany na warunki wegetacyjne danej stacji, W szeregu doświadczeń, którymi się obecnie zajmujemy podobne różnice w reagowaniu nie dają się, jak to zobaczymy, wyraźnie naogół stwierdzić.

Możnaby jeszcze spróbować innego sposobu: mianowicie wprowadzenia poprawki, polegającej na tem, że wynik danego człona powiększamy lub zmniejszamy o tyle, żeby jego odchylenie lokalne nie przekraczało granic prawdopodobnych, a więc, przypuśćmy dwu-, lub trzykrotnego błędu średniego (wskaźnika zmienności). Logicznie można jednak temu sposobowi zarzucić to, że jeżeli dany wynik uważamy za obciążony „błędem grubym“ to przyczyna, która go wyłołała (np. omyłka w zapisaniu wagi) mogła działać zarówno w kierunku ujemnym jak dodatnim. N. p. wynik, który bez tego błędu wykazywałby normalnie wielkie odchylenie dodatnie, dzięki grubemu błędowi wykazał nieprawdopodobne odchylenie ujemne. Sprowadzając je do granic, uważanych przez nas za prawdopodobne, zmniejszamy tylko jego wielkość, ale nie zmnieniamy jego zawdzięczanego grubemu błędowi znaku.

Jak więc widzimy, żadnemu z tych sposobów nie można przypisać bezwzględnej wyższości nad innymi. Przy większej ilości doświadczeń wyniki, otrzymane wszystkimi trzema sposobami nie różnią się między sobą w sposób, dający się odczuć.

W naszym przykładzie liczba tych „grubych błędów“ zmiejszy się do jednego (w Jałtuszkowie), jeżeli zwrócimy uwagę na to, że na stacji Gole są podane dwa doświadczenia, wykonane w tej samej miejscowości, z tą samą ilością

opadów, dni wegetacji i t. d. Wprawdzie przeciętny plon w „Golach I“ jest niższy niż w „Golach II“ ale nie na tyle, żeby kazał przypuszczać, że na warunki tych pól różne odmiany będą inaczej „porównaczo“ reagować. Przyjmowanie więc dla obliczenia przeciętnych z wszystkich doświadczeń wyników Gól (to samo stosuje się i do Pliskowa) jako *dwócn doświadczeń*, podczas, gdy to są tylko *dwa powtórzenia*, nie byłoby logicznie usprawiedliwionem (por. § 109).

Do obliczeń należy więc przyjąć średnie arytmetyczne z obydwóch doświadczeń w Golach (i z obydwóch doświadczeń w Pliskowie), tembardziej, że pomiędzy innemi doświadczeniami niewątpliwie jest znaczna ilość takich, w których doświadczenia były wykonane w dwóch lub więcej powtórzeniach, lecz wyniki ich podane w postaci średnich arytmetycznych. Jeżeli to zrobimy, to najwyższe odchylenia w Golach zmniejsza się do + 27,7% i 26,6%.

Co do Jałtuszkowa, to „przeciętne odchylenie lokalne“, t. j. średnia arytmetyczna wielkości bezwzględnych (bez uwzględnienia znaków + i —) podanych w trzeciej kolumnie wynosi 8,1%, co dowodzi, że nawet pomimo jednego „grubego błędu“ wyniki tej stacji są bardziej zbliżone do przeciętnych wyników wszystkich stacyj niż wyniki wielu innych stacyj, w których grubego błędu nie dało się stwierdzić Korrelacja zaś między wynikami Jałtuszkowa a przeciętnymi wynikami wszystkich stacyj (p.n.) jest dodatnia : + 0,344.

Nie sądzę więc, żeby całe zbiorowe doświadczenie zyskało na całkowitem odrzuceniu wyników Jałtuszkowskich; raczej skłaniałbym się do nieuwzględnienia przy obliczaniu średnich arytmetycznych tylko wyniku dla odmiany 4-ej.

§ 118. Równoległość wyników poszczególnych stacyj, uważanych jako całość. Wyrazem „równoległości“ wyników szeregu doświadczeń są do pewnego stopnia ich małe odchylenia od średniej arytmetycznej, za których miarę można przyjąć „przeciętne“ odchylenia, t. j. średnie arytm. ich absolutnych wielkości, które na tabl. 12-ej są podane na dole trzecich kolumn poszczególnych rubryk, albo, lepiej ich średnie kwadratowe odchylenia, t. j. wskaźniki zmienności, które, rozumie się, stanowią miarę dokładniejszą. Nam jednak wystarczy w tym wypadku dokładność odchyleń przeciętnych. Jeżelibyśmy obliczyli średnią arytmetyczną tych przeciętnych odchyleń i ich wskaźnik zmienności, to moglibyśmy jako prawie napewno błędne doświadczenia te, których przeciętne odchylenie różni się od średniej arytmetycznej więcej niż o trzykrotny wskaźnik zmienności. Nie jest to jednak potrzebne, gdyż „na oko“ widzimy, że jedynie przeciętne odchylenie stacji Oryszewskiej (± 21,6%) zbliża się do tej granicy lub ją przekracza, ta zaś stacja już zakwalifikowana do odrzucenia na podstawie innych kryterjów.

„Przeciętne“ czy „średnie kwadratowe“ odchylenia wyników poszczególnych stacyj od średnich arytm. z poszczególnych odmian na wszystkich stacjach są jednak wyrazem „równoległości“, względnie „nierównoległości“ jednostronnym, jedynie ilościowym. Pouczają one nas jedynie o tem, *o ile* w przecięciu wyniki poszczególnych odmian na danej stacji różnią się od średnich wyników wszystkich stacyj, przyjętych tymczasowo jako najprawdopodobniejsze wyniki doświadczenia zbiorowego „w pierwszem przybliżeniu“, nie dają zaś żadnych wskazówek co do tego, w jakim kierunku się one różnią: czy tak, że odmiany, czy ich większość, które wykazały wysoką plenność w przecięciu z wszystkich odmian, wykazują ją również, tylko w znaczeniu wyższym stopniu na danej stacji, czy też odmiany. które wykazały wyższą względnie niższą przeciętną plenność, zachowują się odwrotnie na danej stacji.

Prawdziwszy wyraz tego rodzaju równoległości zarówno ilościowy i jakościowy dają nam tablice korrelacyj między przeciętnemi plennościami poszczególnych odmian w całem zbiorowem doświadczeniu, a ich plonami w danej stacji, względnie obliczone z nich współczynniki korrelacyj. Dla ilustracji podają dwie takie tablice korrelacji (15 i 16).

Jako jedną zmienną przyjmujemy odchylenia średnich plonów poszczególnych odmian z wszystkich stacyj od średniego plonu wszystkich odmian na wszystkich stacjach, t. j. liczby ostatniej pionowej kolumny tablicy 12-ej, jako drugą zmienną, odchylenia poszczególnych odmian od średniej plonów wszystkich odmian na danej stacji, t. j. liczby drugich kolumn poszczeg. rubryk), rozumie się, jedno i drugie w procentach średnich plonów, a przytem podane odrazu jako odchylenia od średnich arytmetycznych odpowiednich kolumn tablicy. Ze względu na małą absolutną wielkość wahań w Olchowcu przyjęto przedziały klasowe dla plonów lokalnych o rozwartości 0,4%, podczas gdy w innych stacjach po 2,5% albo po 5%.

W ten sposób otrzymaliśmy dla wszystkich doświadczeń następujące współczynniki *zgodności*:

Samiki	+0,868	±0,061
Opole	+0,836	±0,073
Uładówka	+0,829	±0,075
Łukowe	+0,823	±0,078
Sokołówka	+0,809	±0,085
Oryszew	+0,778	±0,095
Berszada	+0,730	±0,114
Gorzków	+0,688	±0,129
Młodzieszyn	+0,677	±0,131

Tabl. 15-sta. Korrelacja między średniemi arytmetycznemi względnych plonów poszczególnych odmian z wszystkich 25 doświadczeń a plonami względnymi tychże odmian *w Olchowcu.*

Względne plony: średnie arytmetyczne z 25 doświadczeń / względne plony tychże odmian w Olchowcu	— 15 do — 13	— 13 do — 11	— 11 do — 9	— 9 do — 7	— 7 do — 5	— 5 do — 3	— 3 do — 1	— 1 do + 1	+ 1 do + 3	+ 3 do + 5	+ 5 do + 7	+ 7 do + 9	+ 9 do + 11	+ 11 do + 13	+ 13 do + 15	f_I
— 2,1 do — 1,7	—	—	—	1	—	—	—	—	1	1	—	1	—	—	—	4
— 1,7 „ — 1,3	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	1	—	1	3
— 1,3 „ — 0,9	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
— 0,9 „ — 0,5	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	1
— 0,5 „ — 0,1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
— 0,1 „ + 0,3	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1
+ 0,3 „ + 0,7	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1
+ 0,7 „ + 1,1	—	—	—	1	—	—	—	1	—	—	—	—	1	—	—	3
+ 1,1 „ + 1,5	1	—	—	—	—	1	—	—	—	1	—	—	—	—	—	3
+ 1,5 „ + 1,9	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
+ 1,9 „ + 2,3	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
+ 2,3 „ + 2,7	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
+ 2,7 „ + 3,1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
+ 3,1 „ + 3,5	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	1
f_{II}	1	—	—	3	—	2	2	2	1	2	—	1	2	—	1	17

$\xi_I = -0{,}590$ $\quad\xi_{II} = +0{,}059$

$\sigma_I = \pm 3{,}84$ kl. $\quad\sigma_{II} = \pm 3{,}68$ klasy

$$r = \frac{-80-(-0{,}590)\ 0{,}059 \cdot 17}{17 \cdot 3{,}84 \cdot 3{,}68} = -0{,}331 \pm 216$$

$$m_2 \text{ (błąd średni współczynnika korrelacji)} = \frac{1-0{,}331^2}{\sqrt{17}} = \pm 0{,}216$$

Tabl. 16-ta. Korrelacja między średniemi arytmetycznemi względnych plonów poszczególnych odmian z wszystkich 25 doświadczeń, a plonem względnym tychże odmian w *Sannikach*.

względne plony: średnie arytmetyczne z 25 doświadczeń / Względne plony tychże odmian w Sannikach	— 15 do — 13	— 13 do — 11	— 11 do — 9	— 9 do — 7	— 7 do — 5	— 5 do — 3	— 3 do — 1	— 1 do + 1	+ 1 do + 3	+ 3 do + 5	+ 5 do + 7	+ 7 do + 9	+ 9 do + 11	+ 11 do + 13	+ 13 do + 15	f_I
— 18,75 do — 16,25	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1
— 16,25 „ — 13,75	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
— 13,75 „ — 11,25	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
— 11,25 „ — 8,75	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1
— 8,75 „ — 6,25	—	—	—	1	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2
— 6,25 „ — 3,75	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	1
— 3,75 „ — 1,25	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	2
— 1,25 „ + 1,25	—	—	—	—	—	1	—	1	—	1	—	—	—	—	—	3
+ 1,25 „ + 3,75	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1
+ 3,75 „ + 6,25	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	1
+ 6,25 „ + 8,75	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	1	—	—	2
+ 8,75 „ + 11,25	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	1
+ 11,25 „ + 13,75	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	1
+ 13,75 „ + 16,25	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	1
f_{II}	1	—	—	3	—	2	2	2	1	2	—	1	2	—	1	

$\xi_I = +0,18$ kl. $\xi_{II} = +0,059$ kl.

$\sigma_I = \pm 3,33$ kl. $\sigma_{II} = \pm 3,68$ kl.

$$r = \frac{181 - 17.0,18.0,059}{17.3,33.3,68} = +0,868 \pm 0,061$$

$$m_2 = \frac{1 - 0,868^2}{\sqrt{17}} = \pm 0,061$$

Józefów	+0,669	±0,134
Zbiersk	+0,661	±0,136
Mironówka	+0,623	±0,148
Plisków (średnia arytm. wyników z I II)	+0,616	±0,150
Leśmierz	+0,611	±0,153
Rytwiany	+0,582	±0,160
Gole (śr. arytmet. wyników I i II)	+0,551	±0,170
Łyszkowice	+0,468	±0,189
Jałtuszków	+0,344	±0,214
Niemiercze	+0,206	±0,233
Wierzbica	+0,087	±0,243
Obodówka	−0,058	±0,243
Krasiniec	−0,210	±0,233
Olchowiec	−0,331	±0,216

Przez porównanie współczynników korrelacji z ich błędami średnimi, przekonujemy się, że aż do stacji Gole I + II włącznie wszystkie stacje wykazują większą lub mniejszą ale niewątpliwą korrelację dodatnią. Dla następnych trzech stacyj korrelacja ta jest mniej pewna, jednak jeszcze dla Niemiercza, którego współczynnik wynosi 0,88 swego błędu średniego, prawdopodobieństwo, iż korrelacja jest ujemna wynosi tylko 19 : 100.

Natomiast dla Wierzbicy i Obodówki należy z największem prawdopodobieństwem przyjąć, że nie istnieje żadna równoległość między ich wynikami a przeciętnymi wynikami całego zbiorowego doświadczenia, w Krasińcu zaś i Olchowcu odmiany zachowały się sposób wprost przeciwny niż we wszystkich innych stacjach.

Musimy więc te 4 ostatnie doświadczenia albo uważać za *nieudane* i nieuwzględniać wcale ich wyników, albo uważać je za odrębną grupę miejscowości, w których warunki wegetacyjne tak bardzo różnią się od panujących na innych stacjach, że poszczególne odmiany dobre gdzieindziej, są tam nisko plenne i na odwrót. Ponieważ jednak dane, które zostały dostarczone z tych stacyj co do gleby, nawożenia, przebiegu zjawisk meteorologicznych w niczem na istnienie takich różnic nie wskazują, przeto my uznamy te doświadczenia za chybione.

Robimy to tem śmielej, że w Krasińcu różnica między numerami kontrolującymi wynosi 34,6%, co samo nie wystarcza do usunięcia doświadczenia, lecz do pewnego stopnia potwierdza na innej drodze stwierdzone złe wykonanie doświadczenia, a Olchowiec został już poprzednio na podstawie zupełnie innego kryterjum zdyskwalifikowany.

Dochodzimy więc do wniosku, że z 25-ciu doświadczeń możemy 5, a mianowicie Oryszew, Krasiniec, Wierzbicę, Obodówkę i Olchowiec uważać za „nieudane", wyniki podane w dwóch powtórzeniach, mianowicie w Golach i Pliskowie, przyjąć jako jedno powtórzenie, t. j. wziąć do dalszych obliczeń średnie arytmetyczne z każdych tych dwóch powtórzeń; wreszcie co do Jałtuszkowa, jesteśmy w niepewności co zrobić z wielkiem odchyleniem lokalnem, które wykazuje odmiana Nr. 4.

§ 119. Wyniki „poprawne". W tablicy 17-tej są podane plony względne doświadczeń, które w braku cech, pozwalających objektywnie uznać je za wykonane błędnie, uznaliśmy za „poprawne". Plony te względne są zestawione w pierwszych kolumnach pierwszych poszczególnych rubryk, w drugich kolumnach są podane „odchylenia lokalne poprawe", t j. odchylenia od plonów względnych przeciętnych obliczonych dla poszczególnych odmian z wszystkich 18-stu „poprawnych" doświadczeń (ostatni poziomy wiersz od dołu), obok których są podane ich błędy średnie, obliczone według znanego wzoru dla błędu średniego średniej arytmetycznej z *n* pomiarów:

$$m_n = \sqrt{\frac{\Sigma v^2}{n (n-1)}}$$

Nazywając jednak te liczby „błędami średnimi" musimy zrobić zastrzeżenie, że jako „błędy średnie" w zwykłem przyjętem przez nas znaczenie moglibyśmy je ostatecznie uznać dopiero, gdybyśmy się przekonali, że „surowe odchylenia lokalne", z których one zostały obliczone, są w całości „błędami" doświadczalnymi a nie „odchyleniami czystemi", wynikłemi z różnego reagowania odmian na różne warunki wegetacyjne na poszczególnych stacjach. W każdym razie, jakkolwiek je będziemy rozumieć, są te wielkości miarą statystycznej pewności, którą możemy do naszych wyników przywiązywać. Pod wielkościami, któreśmy nazwali „błędami średn. średnich arytmetycznych" są podane w nawiasach wskaźniki zmienności odchyleń surowych poszczególnych odmian.

Porównując te „wyniki poprawne", z przeciętnymi wynikami w pierwszem przybliżeniu" (obliczonymi z wszystkich doświadczeń), widzimy, że przez wprowadzone poprawki niewieleśmy zmienili ogólną kolejność plonów poszczególnych

Tabl. 17-sta. Zestawienie plonów względnych na 18-stu „poprawnych“ stacjach i ich „odchyleń lokalnych“.

Nr. i nazwa odmiany / Nazwa stacji	1	2	3	4	5	6	7	8 kontr.	9	10	11	12	13	14	15 kontr.	16	17	Plon średni abs. z 17 odmian ctm.
Opole	95,3 − 0,1	111,6 + 2,5	112,0 − 3,9	115,4 + 4,6 (+2,1)	110,7 − 0,6	100,7 − 5,2	97,9 − 2,6	85,8 − 2,8	97,4 − 6,7	91,0 − 5,0	96,1 + 3,6	102,3 + 6,0	102,3 + 11,4	96,1 + 1,0	82,8 − 3,6	99,1 ± 0,0	106,0 + 4,0	233
Leśmierz . . .	110,6 + 15,2	108,4 − 0,7	119,7 + 3,8	136,2 + 25,4 (+22,9)	102,3 − 9,0	113,5 + 7,6	98,4 − 2,1	91,1 + 2,5	113,5 + 9,4	83,7 − 12,3	77,3 − 15,2	77,3 − 19,0	71,3 − 19,6	90,1 − 5,0	111,3 + 24,9	97,4 − 1,6	98,7 − 3,3	313
Rytwiany . . .	88,7 − 6,7	98,1 − 11,0	121,3 + 5,4	95,2 − 15,6 (−18,1)	121,9 + 10,6	110,5 + 4,6	94,8 − 5,7	103,6 + 15,0	93,6 − 10,5	91,6 − 4,4	97,4 + 4,9	99,7 + 3,4	96,8 + 5,9	96,5 + 1,4	85,5 − 0,9	109,3 + 10,2	95,5 − 6,5	310
Młodzieszyn	97,0 + 1,6	116,7 + 7,6	103,6 − 12,3	95,2 − 15,6 (−18,1)	124,1 + 12,8	101,5 − 4,4	98,5 − 2,0	85,6 − 3,0	102,6 − 1,5	94,5 − 1,5	98,5 + 6,0	100,7 + 4,4	84,8 − 6,1	93,7 − 1,4	89,3 + 2,9	109,3 + 10,2	103,6 + 1,6	270
Łukowe . . .	85,7 − 9,7	119,6 + 10,5	129,6 + 13,7	132,8 + 22,0 (+19,5)	113,0 + 1,7	113,0 + 7,1	98,2 − 2,3	90,1 + 1,5	119,6 + 15,6	98,2 + 2,2	64,1 − 28,4	104,5 + 8,2	103,2 + 12,3	66,8 − 28,3	83,9 − 2,5	84,8 − 14,3	96,0 − 6,1	223
Łyszkowice . .	87,5 − 7,9	90,3 − 18,8	116,6 + 0,7	130,5 + 19,7 (+17,2)	116,6 + 3,3	109,8 + 3,9	100,0 − 0,5	80,5 − 8,1	83,3 − 20,8	102,8 + 6,8	98,6 + 6,1	72,2 − 24,1	83,3 − 7,6	100,0 + 4,9	88,3 − 3,1	104,2 + 5,1	129,2 + 27,1	72
Józefów . . .	82,5 − 12,9	110,7 + 1,6	121,6 + 5,7	102,5 − 8,3 (−10,8)	111,3 ± 0,0	118,6 + 12,7	95,3 − 5,2	79,9 − 8,7	111,3 + 7,2	92,0 − 4,0	99,3 + 6,8	91,2 − 5,1	100,7 + 9,8	90,5 − 4,6	88,0 + 1,6	99,3 + 0,3	104,0 + 2,0	274
Sanniki	96,6 + 1,2	112,8 + 3,7	114,3 − 1,6	106,8 − 4,0 (−6,5)	108,8 − 2,5	107,5 + 1,6	100,3 − 0,2	90,8 + 2,2	100,0 − 4,1	93,2 − 2,8	101,3 + 8,8	99,3 + 3,0	91,5 + 0,6	92,5 − 2,6	82,3 − 4,1	105,2 + 6,1	97,6 − 4,4	294
Zbiersk . . .	94,3 − 1,1	117,9 + 8,8	110,8 − 5,1	107,0 − 3,8 (−6,3)	98,1 − 13,2	105,2 − 0,7	104,3 + 3,8	72,3 − 16,3	112,3 + 8,3	90,1 − 5,9	99,1 + 6,6	105,1 + 8,8	77,4 − 13,5	96,2 + 1,1	84,1 − 2,3	107,0 + 8,0	122,0 + 20,0	314
Gole I + II . .	95,5 + 0,1	98,6 − 10,5	112,9 − 3,0	138,3 + 27,5 (+25,0)	93,1 − 18,2	90,6 − 15,3	126,6 + 26,1	97,1 + 8,5	101,4 − 2,7	106,5 + 10,5	85,8 − 6,7	87,1 − 9,2	103,8 + 12,9	96,7 + 1,6	82,5 − 3,9	86,9 − 12,1	95,0 − 7,0	197
Gorzków . . .	112,8 + 17,4	121,5 + 12,4	118,5 + 2,6	105,9 − 4,9 (−7,4)	115,9 + 4,6	115,9 + 10,0	97,7 − 2,8	89,4 + 0,8	103,3 − 0,8	100,3 + 4,3	83,8 − 8,7	99,0 + 2,7	83,8 − 7,1	115,9 + 20,8	76,8 − 9,6	82,5 − 16,6	75,5 − 26,6	302
Sokołówka . .	95,5 + 0,1	108,5 − 0,6	114,8 − 1,1	116,5 + 5,7 (+ 3,2)	119,7 + 8,4	92,2 − 13,7	99,2 − 1,1	81,9 − 6,7	105,7 + 1,6	98,4 + 2,4	84,8 − 7,7	91,4 − 4,9	94,7 + 3,8	99,6 + 4,5	93,8 + 7,4	100,4 + 1,3	100,7 − 1,3	243
Berszada . . .	104,4 + 9,0	107,0 − 2,1	134,1 + 18,2	107,0 − 3,8 (−6,3)	116,8 + 5,5	101,8 − 4,1	87,2 − 13,3	98,5 + 9,9	114,3 + 10,3	84,6 − 11,4	99,6 + 7,1	115,8 + 19,5	74,7 − 16,2	92,0 − 3,1	71,4 − 15,0	97,1 − 1,9	91,2 − 10,8	273
Plisków I + II	103,6 + 8,2	102,4 − 6,7	107,5 − 0,7	99,5 − 11,3 (−13,8)	114,0 + 2,7	100,8 − 5,1	95,0 − 5,5	82,8 − 5,8	123,4 + 19,3	103,7 + 7,7	97,6 + 5,1	95,0 − 1,3	91,5 + 0,6	96,0 + 0,9	80,3 − 6,1	99,2 + 0,2	108,6 + 6,5	491
Uładówka . .	78,5 − 16,9	112,2 + 3,1	115,2 − 3,6	114,2 + 3,4 (+0,9)	116,8 + 5,5	102,8 − 3,1	106,9 + 6,4	85,4 − 3,2	105,1 + 1,0	93,4 − 2,6	81,5 − 11,0	104,5 + 8,2	88,3 − 2,6	102,1 + 7,0	87,5 + 1,1	106,2 + 7,1	97,6 − 4,4	335
Niemiercze . .	86,5 − 8,9	103,8 − 5,3	102,3 + 6,6	101,3 − 9,5 (−12,0)	103,1 − 8,2	103,7 − 2,2	92,1 − 8,4	88,0 − 0,6	101,2 − 2,9	95,7 − 0,3	106,5 + 14,0	93,9 − 2,4	106,5 + 15,6	103,8 + 8,7	94,9 + 8,5	114,3 + 15,3	104,6 + 2,6	392
Mironówka . .	103,7 + 8,3	114,6 + 5,5	122,5 − 3,0	122,0 + 11,2 (+8,7)	98,2 − 13,1	107,3 + 1,4	103,7 + 3,2	105,5 + 16,9	77,5 − 26,6	103,7 + 7,7	85,8 − 6,5	96,3 ± 0,0	89,4 − 1,5	99,1 + 4,0	86,2 − 0,2	65,8 − 13,3	101,3 − 0,8	218
Jałtuszków .	98,3 + 2,9	108,7 − 0,4	109,1 − 6,8	(68,7) − 42,7	119,5 + 8,2	110.8 + 4,9	112,3 + 11,8	86,1 − 2,5	107,3 + 3,2	104,5 + 8,5	107,3 + 14,8	97,9 + 1,6	92,7 + 1,8	84,3 − 10,8	90,6 + 4,2	94,8 − 4,2	109,5 + 7,4	287
Średnia z 18-stu stacji	95,38 ±2,21 (± 9,10)	109,08 ± 1,92 (± 7,12)	115,91 + 1,74 (+7,15)	110,84 + 4,10 (+16,91) 113,31 ± 3,40	111,33 ± 2,10 (± 8,66)	105,90 +1,79 (±7,35)	100,47 ± 2,02 (±8,31)	88,58 ± 2,06 (±8,48)	104,04 +2,77 (±11,37)	95,99 + 1,60 (±6,60)	92,47 +2,63 (±10,80)	96,29 +2,41 (±9,91)	90,93 ± 2,46 (±10,11)	95,11 +2,29 (± 9,41)	86,38 ±2,00 (±8,22)	99,04 +2,16 (± 8,89)	102,03±2,72 (±11,20)	

odmian między sobą, jak to jest widocznem w następującem zestawieniu:

Nr. odmiany:	3	4	5	2	6
Średnie z 25 dośw.	113,92	110,45	109,36	108,20	103,14
Średnie z 18 dośw.	115,91	113,31	111,33	109,08	105,90
Nr. odmiany:	9	17	7	16	12
Średnie z 25 dośw.	103,47	101,77	100,04	98,28	95,64
Średnie z 18 dośw.	104,04	102,03	100,47	99,04	96,29
Nr. odmiany:	10	1	14	11	13
Średnie z 25 dośw.	99,17	97,90	95,90	92,35	91,41
Średnie z 18 dośw.	95,99	95,38	95,11	92,47	90,93
Nr. odmiany:	8	15	$\frac{8+15}{2}$		
Średnie z 25 dośw.	91,72	87,02	89,37		
Średnie z 18 dośw.	88,58	86,38	87,48		

Z wyjątkiem Nr. 10, który w wynikach „poprawnych“ wypadł o przeszło 3% gorzej, a o 3 miejsca dalej niż w „pierwszem przybliżeniu“, a również paru lekkich przestawień kolejności między Nr. 13 i 8 i t. p., kolejność plonów pozostała w ogólnym zarysie podobna. Skala atoli różnic między najmniej plennemi a najplenniejszemi odmianami powiększyła się znacznie. W „pierwszem przybliżeniu“ różnica między średnią arytmetyczną z Nr. Nr. 8 i 15 (pod którymi kryje się jedna i ta sama odmiana jako „kontrola“) a Nr. 3 wynosi 24,55%, podczas gdy w wynikach „poprawnych“ ta różnica = 28,43%.

W wynikach „poprawnych“ różnica między dwoma numerami kontrolującymi wynosi 2,20%, podczas gdy w pierwszem przybliżeniu“ 4,70%, i to, pomimo, że przy kwalifikowaniu doświadczeń jako „poprawne“ ten moment nie był wcale uwzględniany.

Na podstawie tych wyników możemy uznać n. p. odmianę Nr. 3 za bezwarunkowo plenniejszą, w warunkach klimatycznych i glebowych niewiele różniących się od tych, w których nasze doświadczenia były wykonywane, niż Nr. 12, gdyż 115.91 (±1,74) —96,29 (±2,41) = 9,62 (±2,98), a zatem różnica między ich plonami przekracza 3-krotnie swój błąd średni.

Natomiast przewaga plenności tejże odmiany Nr. 3 nad odmianą Nr. 4 jest bardzo niepewna, gdyż 115,91 (±1,74) — —113,31 (±3 40) = 2,60±3,82; 2,60 : 3,82 = 0,681; z tablicy zaś prawdopodobieństwa błędów przekonujemy się, że praw-

dopodobieństwo popełnienia błędu większego niż 0,681 razy błąd średni wynosi 504 na 1000, z czego połowa, t. j. 252 w kierunku —.

§ 120. Czy poszczególne odmiany różnią się pod względem zmienności plonów? Z tablic 12 i 15 widzimy, że poszczególne odmiany zachowują się, przynajmniej pozornie, bardzo rozmaicie pod tym względem.

Podczas bowiem, gdy wskaźnik zmienności plonów względnych odmiany Nr. 10 wynosi $\pm 6{,}60$, przy granicach odchyleń lokalnych $-12{,}3$ do $+10{,}5$, t. j. 22,8%, dla odmiany Nr. 4 znajdujemy wskaźnik zmienności $\pm 14{,}00$ a granice zaobserwowanych odchyleń (nielicząc wyniku w Jałtuszkowie) od 18,1 do 22,9 t. j. 41,0%.

Spróbujmy odpowiedzieć na pytanie, czy mamy prawo uważać te różnice w zachowaniu się tych dwóch odmian za dowód większej „zmienności“ odmiany Nr. 4, t. j. silniejszego reagowania na lokalne warunki, czy też należy je raczej przypisać błędom doświadczalnym.

W tym celu obliczmy przedewszystkiem wskaźnik zmienności „lokalnych surowych odchyleń“ wyników poprawnych, tak jakeśmy go poprzednio obliczyli dla wszystkich: wypada on równym $\pm 9{,}375\%$, podczas gdy poprzednio równał się $\pm 11{,}89$.

Gdybyśmy wyciągali losowo z całej ilości odchyleń lokalnych „średnie próby“, licząc po 18 (względnie 17) odchyleń każda, i obliczyli wskaźniki zmienności dla poszczególnych prób średnich, to te wskaźniki wahałyby się naokoło wskaźnika całego pogłowia tak, że jedne byłyby od niego wyższe, inne niższe. Prawo według którego powinny się zmieniać wielkości tych „cząstkowych“ wskaźników, określa nam wzór dla błędu średniego (albo wskaźnika zmienności) wskaźnika zmienności.

$$m\sigma = \frac{\sigma}{\sqrt{2n}} \; ; \quad \sigma = \pm 9{,}375 \; ; \quad n = 18$$ (wzgl. w jednym wypadku 17)

$$m\sigma = \pm 1{,}502.$$ (teoretyczny błąd średni wskaźnika zm.)

Zobaczmy, czy w naszym przykładzie się to prawo sprawdzi. W tym celu obliczmy średnią arytmetyczną cząstkowych wskaźników zmienności, podanych w nawiasach, i ich wskaźnik zmienności: otrzymamy $M\sigma = 9{,}222$, $m\,\sigma = \pm 1{,}888$ ($\pm 0{,}324$) (empiryczny bł. śr. wskaźnika zm.). Widzimy więc, że znaleziony (empiryczny) błąd średni wskaźników zmienności różni

Tabl. 18-ta.

Odchylenia plonów względnych odmian II \ I Plony absolutne stacji		75	100	125	150	175	200	225	250	275	300	325	350	375	400	425	450	475	500	
		— 8	— 7	— 6	— 5	— 4	— 3	— 2	— 1		1	2	3	4	5	6	7	8	9	f_{II}
— 20,0	— 8	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	1
— 17,5	— 7	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	1
— 15,0	— 6	—	—	—	—	—	—	—	—	2	—	1	—	—	—	—	—	—	—	3
— 12,5	— 5	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	1
— 10,0	— 4	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	1	—	—	—	—	—	—	—	2
— 7,5	— 3	2	—	—	—	—	1	1	2	1	2	—	—	—	—	—	—	—	—	9
— 5,0	— 2	—	—	—	—	—	—	—	—	1	1	—	—	—	—	—	—	—	2	4
— 2,5	— 1	1	—	—	—	—	—	4	—	2	—	3	—	—	—	—	—	—	—	10
± 0,0		—	—	—	—	—	—	1	—	1	3	1	—	—	1	—	—	—	1	8
+ 2,5	1	—	—	—	—	—	—	1	—	2	1	1	—	—	—	—	—	—	—	5
+ 5,0	2	1	—	—	—	—	1	1	1	2	2	—	—	—	—	—	—	—	1	9
+ 7,5	3	—	—	—	—	—	1	—	1	2	—	1	—	—	1	—	—	—	—	6
+ 10,0	4	—	—	—	—	—	—	—	—	2	1	—	—	—	—	—	—	—	—	3
+ 12,5	5	—	—	—	—	—	1	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	3
+ 15,0	6	—	—	—	—	—	—	—	—	1	1	—	—	—	2	—	—	—	—	4
+ 17,5	7	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1
+ 20,0	8	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
+ 22,5	9	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
+ 25,0	10	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	1
+ 27,5	11	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1
	f_I =	4	—	—	—	—	4	12	4	16	12	12	—	—	4	—	—	—	4	

się tylko o wielkość swego błędu średniego od teoretycznego błędu średniego, nie stanowi on więc dowodu, że „próby“ średnie dla których został znaleziony nie były próbami czysto losowemi; mamy bowiem prawdopodobieństwo 16 na 100, że przy innem jakkolwiek ciągnieniu wypadłby empiryczny błąd mniejszy niż teoretyczny.

Błąd prawdopodobny znalezionych cząstkowych wskaźników zmienności $= m_\sigma \,.\, 0{,}6745 = \pm 1.275$.

Znaczy to, że w razie czysto losowego zgrupowania w 17-stu próbach odchyleń lokalnych połowa cząstkowych wskaźników zmienności winna leżeć w granicach $9{,}222 \pm 1{,}275$ a więc między 7,947 a 10,497. I rzeczywiście: 8 wskaźników leży w tych granicach a 9 poza niemi. Najwyższy wskaźnik odmiany Nr. 4 jest tylko o 4,778 t. j. o 2,53 m wyższy od średniej arytmetycznej wskaźników, jego wielkość nie leży więc wcale pozagranicami normalnego choć trzeba przyznać, bardzo niewielkiego prawdopodobieństwa (niespełna 3 na 100).

Widzimy więc, że niema dowodu na to, że jak miałoby się na pierwszy rzut oka ochotę stwierdzić, jedne odmiany silniej reagują na zmienne warunki wegetacyjne niż inne. Jedynie odmiana Nr. 4 może pod tym względem pozostawić pewne wątpliwości.

§ 121. Korrelacja między plonami względnymi a warunkami wegetacji. Wniosek, do którego doszliśmy w poprzednim paragrafie, nie pozwala się rozciągnąć na sposób reagowania na warunki miejscowe: różne odmiany mogą bowiem reagować na nie z praktycznie biorąc równą siłą, ale w różnych kierunkach.

Żeby się przekonać, czy istnieje tego rodzaju specyficzny rodzaj reagowania, trzeba zestawić plony względne poszczególnych odmian lub ich morfologicznie albo fizjologicznie zbliżonych do siebie grup kolejno z różnymi momentami warunków wegetacji, a więc z gatunkiem gleby, ilością opadów w pewnych perjodach, insolacją, siłą nawozową i t. p. lub wreszcie z wypadkową tych wszystkich momentów, której wyrazem jest przeciętny absolutny plon wszystkich odmian na danej stacji.

Najdogodniej jest zrobić to w postaci tablicy współzależności. Takie zestawienie absolutnych plonów z względnymi plonami czterech najmniej plennych odmian, należących do rasy Klein-Wanzleben podaję w tablicy 18-ej.

$$\xi_{I} = 0{,}278 \qquad \xi_{II} = +0{,}403$$

$$\sigma_{I} = \pm 2{,}85 \text{ kl.} \qquad \sigma_{II} = \pm 3{,}75 \text{ kl.}$$

$$= \frac{4 - 72.0{,}278.0{,}403}{72.2{,}85.3{,}75} = -0{,}004 \pm 0{,}118.$$

Tablica 19.

		75	125	175	225	275	325	375	425	475	f_{II}
		—4	—3	—2	—1		1	2	3	4	
—20.0	—4				1		1				2
—15.0	—3									1	1
—10.0	—2					1		1			2
— 5.0	—1					2	2				4
— 0							1				1
+ 5.0	1				2						2
+10.0	2				1						1
+15.0	3	1									1
+20.0	4				1						1
+25.0	5			1			1				2
f_I =		1	—	1	5	3	5	1	—	1	17

$\xi_I = 0$

$\sigma_I = \pm 1.72$ klasy

$\xi_{II} = 0,118$

$\sigma_{II} = \pm 2,81$ kl.

$\Sigma f (v_{Io} - v_I)(v_{IIo} - v_{II}) =$

$= 4 + 5 - 4 - 12 - 4 - 2 - 2 - 2 -$

$- 12 - 4 - 10 = -43$

$$m_r = \frac{1 - r^2}{\sqrt{n}} = \frac{0,724}{4,12} = 0,176$$

$$r = \frac{-43 - 17{,}0.0{,}118}{17{,}1{,}72.2{,}81} = \frac{-43}{82,1} = -0,525 \pm 0,176$$

Korrelacji więc żadnej dopatrzeć się nie można.

Mniejwięcej taką samą wielkość otrzymamy dla korrelacji między lokalnemi odchyleniami najplenniejszych czterech odmian a plonami absolutnymi przeciętnymi na odpowiednich stacjach.

Więc naogół nie można się dopatrzeć żadnej zależności między mniej lub więcej sprzyjającymi warunkami wegetacyjnymi oddzielnych miejcowości a względnym zachowaniem się w nich zbliżonych do siebie rasą i cechami fizjologicznemi odmian.

Jeżeli jednak zbadamy pod tym względem odmianę Nr. 4' t. j. tę której średnie kwadratowe odchylenie lokalne, t. j. wskaźnik zmienności odchyleń lokalnych, jest najwyższy, to znajdziemy dosyć wyraźną korrelację, jak to widać z następującej tablicy (t. 19).

Współczynnik korrelacji $= - 0{,}525 \pm 0{,}176$.

Możemy więc z bardzo wielkiem prawdopodobieństwem przyjąć, że ta odmiana zachowuje się w warunkach wegetacyjnych takich, jakie miała w badanym szeregu doświadczeń, inaczej niż inne odmiany; mianowicie, że im warunki wegetacji są gorsze, tem przewaga jej plenności nad innemi odmianami występuje jaskrawiej. Nawiasem mówiąc, analogiczne doświadczenie innych lat tego spostrzeżenia zdają się nie potwierdzać.

Postępując w podobny sposób, możemy wykryć współzależność (lub brak jej) względnej plenności poszczególnych odmian lub grup odmian z położeniem geograficznem, długością perjodu wegetacyjnego, z ilością opadów, insolacją, średnią cukrowością.

Rozumie się, że nie tu jest miejsce na te badania. Chodziło tu jedynie na wskazanie niektórych metod krytyki i zestawienia wyników doświadczeń wielokrotnych.

§ 122. Przykład 27. Wzorzec ciągły (łańcuchowy) w doświadczeniach wieloletnich.

Chodzi o znalezienie podstawy do porównania między sobą cukrowości buraków z różnych lat, np. nasion rodziny, którą nazwijmy A_I i otrzymanego z niej drogą selekcji następnego pokolenia A_{II}.

W r. 1908 porównaliśmy nasiona A_I z trzema odmianami handlowemi α, β i γ, których używamy za *wzorzec zbiorowy* (Wzb). Doświadczenie zostało wykonane w licznych powtórzeniach metodą wzorca roboczego i dało nam następujący wynik:

$$A_I = \alpha_{1908} + 0{,}22 \pm 0{,}16$$
$$\text{„} = \beta_{1908} + 0{,}36 \pm 0{,}11 \qquad \text{(a)}$$
$$\text{„} = \gamma_{1908} + 0{,}41 \pm 0{,}20$$

$$A_I = \text{Wzb}_{1908} + 0{,}33 \pm 0{,}092 \ (\bar{a})$$

Gdybyśmy chcieli obliczenie przeciętnej różnicy zrobić zupełnie ściśle, należałoby uwzględniać „ważność“ poszczególnych wzorców, ale z jednej strony wiemy, że jakkolwiek arytmetycznie poprawne, takie obliczenie budzi pewne wątpliwości logicznego charakteru, z drugiej zaś, różnice między otrzymanym tym sposobem wynikiem a prostą średnią arytmetyczną byłyby w naszym przykładzie tak małe, że możemy na nie nie zwracać uwagi.

Następne pokolenie rodziny A, które nazwiemy A_{II}, otrzymaliśmy dopiero w 1910. Do tego czasu nasiona A_I mogły stracić siłę kiełkowania lub zostać zużyte w inny sposób, tak, że nasion A_{II} nie możemy porównać bezpośrednio z niemi. To samo stosuje się i do wzorca zbiorowego 1908. Robimy więc porównanie drogą pośrednią, mianowicie za pośrednictwem wzorca zbiorowego 1909.

Przez wykonanie doświadczenia porównawczego w 1909 w 8-miu powtórzeniach metodą wzorcową otrzymaliśmy dla odmian wzorcowych 1909 w porównaniu z takiemiż odmianami 1908 następujące „wartości“.

$$\alpha_{1909} = \alpha_{1908} + 0{,}22 \pm 0{,}22$$
$$\text{„} = \beta_{1908} + 0{,}18 \pm 0{,}10$$
$$\text{„} = \gamma_{1908} + 0{,}17 \pm 0{,}16$$

$$\alpha_{1909} = \text{Wzb}_{1908} + 0{,}19 \pm 0{,}09$$

$$\beta_{1909} = \alpha_{1908} + 0{,}19 \pm 0{,}13$$
$$\text{„} = \beta_{1908} + 0{,}31 \pm 0{,}21$$
$$\text{„} = \gamma_{1908} + 0{,}25 \pm 0{,}09$$

$$\beta_{1909} = \text{Wzb}_{1908} + 0{,}25 \pm 0{,}08$$

$$\gamma_{1909} = \alpha_{1908} + 0,15 \pm 0,22$$

$$\text{„} = \beta_{1908} + 0,01 \pm 0,13$$

$$\text{„} = \gamma_{1908} + 0,24 \pm 0,23$$

$$\gamma_{1909} = W_2b_{1908} + 0,13 \pm 0,11$$

Więc:

$$Wzb._{1909} = Wzb_{1908} + 0,19 \pm 016 \quad (b)$$

W roku 1910 z pomiędzy odmian wzorcowych 1908 ubyła nam jedna mianowicie γ_{1908} z powodu utraty siły kiełkowania, Mogliśmy więc bezpośrednio porównać odmiany r. 1910 tylko z odmianami α_{1908} i β_{1908}, oraz ze wszystkiemi trzema odmianami 1909.

Otrzymaliśmy wyniki następujące:

$$\alpha_{1910} = \alpha_{1908} + 0,31 \pm 0,18$$

$$\text{„} = \beta_{1908} + 0,42 \pm 0,26$$

$$\alpha_{1910} = \frac{\alpha_{1908} + \beta_{1908}}{2} + 0,36 \pm 0,16$$

$$\beta_{1910} = \alpha_{1908} + 0,23 \pm 0,19$$

$$\text{„} = \beta_{1908} + 0,16 \pm 0,16$$

$$\beta_{1910} = \frac{\alpha_{1908} + \beta_{1908}}{2} + 0,19 \pm 0,12$$

$$\gamma_{1910} = \alpha_{1908} + 0,38 \pm 0,23$$

$$\text{„} = \beta_{1908} + 0,41 \pm 0,13$$

$$\gamma_{1910} = \frac{\alpha_{1908} + \beta_{1908}}{2} + 0,39 \pm 0,13$$

$$Wzb_{1910} = \frac{\alpha_{1908} + \beta_{1908}}{2} + \frac{0,36 + 0,19 + 0,39}{3} \pm$$

$$\pm \frac{0,16 + 0,12 + 0,13}{3.\sqrt{3}} = \frac{\alpha_{1908} + \beta_{1908}}{2} + 0,32 \pm 0,08 \quad (c)$$

że zaś, jak to możemy obliczyć z równań (a)

$$\frac{\alpha_{1908} + \beta_{1908}}{2} = Wzb_{1908} - 0,04 \pm 0,07$$

więc z (b) i (c):

$$Wzb_{1910} = Wzb._{1908} + 0,28 \pm 0,17 \quad (d)$$

Porównanie odmian wzorcowych 1910 z takiemiż odmianami 1909 dało następujące wyniki:

$$\alpha_{1910} = \alpha_{1909} + 0,26 \pm 0,11$$
$$\text{"} = \beta_{1909} + 0,19 \pm 0,15$$
$$\text{"} = \gamma_{1909} + 0,16 \pm 0,21$$
$$\alpha_{1910} = Wzb._{1909} + 0,20 \pm 0,09$$

$$\beta_{1910} = \alpha_{1909} + 0,10 \pm 0,15$$
$$\text{"} = \beta_{1909} + 0,05 \pm 0,14$$
$$\text{"} = \gamma_{1909} + 0,15 \pm 0,22$$
$$\beta_{1910} = Wzb_{1909} + 0,10 \pm 0,10$$

$$\gamma_{1910} = \alpha_{1909} + 0,26 \pm 0,09$$

$$\text{„} = \beta_{1909} + 0,28 \pm 0,18$$

$$\text{„} = \gamma_{1909} + 0,14 \pm 0,19$$

$$\gamma_{1910} = Wzb_{1909} + 0,23 \pm 0,09$$

Więc:

$$Wzb._{1910} = Wzb_{1909} + 0,18 \pm 0,05 \qquad (e)$$

że zaś według (b) $Wzb_{1909} = Wzb_{1908} + 0,19 \pm 0,16$, więc

$$Wzb_{1910} = Wzb_{1908} + 0,32 \pm 0,23 \qquad (f)$$

Poprzednio (d) znaleźliśmy dla Wzb_{1910} wartość $= Wzb_{1908} + 0,28 \pm 0,017$, więc przecięciowo z (d) i (f) znajdujemy:

$$Wzb_{1910} = Wzb_{1908} + 0,30 \pm 0,15 \qquad (g).$$

Tutaj mogłaby się znowu nasunąć wątpliwość, czy mamy prawo dla wartości Wzb_{1910} przyjmować prostą średnią arytmetyczną z (d) i (f), czy nie należałoby raczej obliczyć *średnią ważoną*. Nie powtarzam tu wszystkich odnośnych rozumowań już parokrotnie podanych, a które mnie doprowadzają do wniosku, którego słuszności nie jestem jednak zupełnie pewny, że *prawidłowiej* jest wziąć w tym wypadku *prostą* średnią arytm. Zresztą, jak się czytelnik może sam przekonać, w tym szczególnym wypadku obydwiema metodami otrzymamy praktycznie jednakowe wyniki.

Doświadczenie wykonane w 1910 dało nam dla A_{II}, t. j. dla selekcyjnego potomstwa rodziny A_{I}, następujące wartości w porównaniu z trzema odmianami wzorcowemi:

$$A_{II} = \alpha_{1910} + 0,72 \pm 0,21$$

$$„ = \beta_{1910} + 0,85 \pm 0,23$$

$$„ = \gamma_{1910} + 0,63 \pm 0,19$$

$$„ = Wzb_{1910} + 0,73 \pm 0,12 \qquad (h)$$

Z porównania równań (h) z (g) otrzymamy

$$A_{II} = Wzb_{1908} + 1,03 \pm 0,19.$$

Wstawiając zaś w miejsce Wzb_{1908} jego wartość względem A_I obliczoną (a'), dostaniemy

$$A_{II} = A_I + 0,70 \pm 0,21.$$

Najprawdopodobniejsze zatem podniesienie się cukrowości w ciągu jednego pokolenia wyniosło 0,7% cukru. Nie jest jednak wykluczone, że wyniosło ono tylko około + 0,1% albo przeciwnie + 1,63%. Prawdopodobieństwo jednak tych krańcowych możliwości wynosi dla każdej z nich tylko około 1,3 na 1000.

Średnia cukrowość trzech odmian handlowych, któreśmy użyli za wzorzec zbiorowy, podniosła się w ciągu dwóch lat k 0,30% ± 0,15 (por. g.). Wielkość ta przekracza tylko dwukrotnie swój błąd średni; istnieje więc około 2, 3 szans na 100, że właściwie żadnego polepszenia nie ma. Jednak zestawienie tych wyników z całym szeregiem innych analogicznych doświadczeń powiększa niezmiernie prawdopodobieństwo prawdziwości tego wyniku.

ROZDZIAŁ XI

Organizacja Doświadczalnictwa.

§ 123. Praca indywidualna a organizacja. Cały postęp ludzkości zarówno materjalny, jak umysłowy (moralny zostawmy na stronie), zawdzięczamy dwóm momentom: twórczym zdolnościom stosunkowo niewielkiej ilości ludzi organizacyj wielkich mas ludności ku osiągnięciu wspólnego celu. Pomysły naukowe, wynalazki praktyczne, a nawet dzieła sztuki,

które zawdzięczają swe powstanie twórczej pracy jednostek nie mogłyby przeniknąć do ogółu ludzkiego, a przedewszystkiem nie dałyby się wyzyskać dla materjalnego i duchowego podniesienia ludzkości, gdyby odpowiednia organizacja społeczeństwa nie dawała możności wprowadzenia w życie wynalazków i przygotowania mas do zrozumienia piękna sztuki.

Najgenjalniejsze pomysły, pojawiające się w głowach samorodnych genjuszów w społeczeństwach niezorganizowanych dobrze, giną zwykle bez pożytku dla ludzkości i każdy nowy twórca, pojawiający się w takim społeczeństwie, musi rozpoczynać pracę nanowo, nie mając oparcia w zaginionych dziełach swoich poprzedników.

Z drugiej strony dzisiaj, gdy dzięki łatwym środkom rozchodzenia się myśli ludzkiej po całym świecie, każde odkrycie lub wynalazek, może się stać i staje się własnością wszystkich narodów, tylko narody dobrze zorganizowane umieją z nich w należyty sposób skorzystać i widzimy nieraz, że wynalazek, zrobiony przez członka źle zorganizowanego społeczeństwa, przynosi korzyść wszystkim z wyjątkiem jego rodaków.

Natomiast dobra organizacja pozwala nieraz przy małych siłach twórczych pojedynczych jednostek doprowadzić cały naród do wysokiego przeciętnego poziomu kulturalnego.

Pracą twórczą jednostek kierować jest trudno i niebezpiecznie. Twórca powinien mieć jak największą swobodę działania i dlatego praca organizacyjna w zakresie twórczości powinna się ograniczać do dania wszystkim ludziom uzdolnionym do takiej pracy, możności poświęcenia się jej i do dostarczenia im środków materjalnych dla jaknajproduktywniejszego wyzyskania swoich zdolności. Wszelkiego rodzaju schematyzowanie tej pracy, ujmowanie jej w ramki przepisowe, narzucanie z góry tematów pracy, musi się odbić niekorzystnie na jej wynikach, gdyż umysły twórcze mają często tę właściwość, że się w narzuconych ramach poruszać nie umieją. Przedewszystkiem zaś cechą takich umysłów, która jest może główną przyczyną stanowiącą o tem, że są nie do zastąpienia tam, gdzie chodzi o zdobywanie nowych dziedzin myśli, jest to właśnie, że one przewidują czasem świadomie, czasem intuicyjnie i podświadomie te dziedziny, których im nikt, a w każdym razie żadna organizacja, wskazać by nie potrafił.

§ 124. Typy zakładów doświadczalnych. Właściwym terenem pracy tego rodzaju pracowników w dziedzinie rolnictwa jest *laboratorjum naukowe* przy wyższej uczelni, lub *zakład naukowy-badawczy*, utrzymywane przez Państwo czy organizację społeczną, lub krajach szczęśliwych, mających obywateli rozumnych i ofiarnych, przez osoby prywatne.

Praca w tych zakładach, które możemy nazwać zakładami doświadczalnymi najwyższego rzędu albo badawczymi, po-

winna być o ile możności, wolną od wszelkich więzów i przepisów. Społeczeństwo nie powinno się zrażać do tych zakładów, jeżeli widzi, że niektóre tematy mają pozornie bardzo słaby związek z rolnictwem Jeżeli tylko jest to praca poważna, dająca rzeczywiście naukowe wyniki, to będzie ona zawsze pożyteczną. Nawet można powtórzyć za pewnym wielkim finansistą amerykańskim Morganem, że „im odkrycie jest pozornie dalszem od życia, od codziennych potrzeb, tem większy na to życie wpływ wywiera, tylko trzeba na to poczekać".

Z tem zastrzeżeniem wolności pracy i wyboru tematu, można powiedzieć, że takie najwyższego rzędu zakłady doświadczalne mają za przedmiot badania czysto naukowe, stojące, *o ile można*, w najściślejszym związku z rolnictwem. Jakich dziedzin te badania dotyczą — tego ograniczyć nie można: wszelkie dziedziny nauk biologicznych, nie wyłączając nawet paleontologji, wszelkie nauki grupujące się około znajomości gleby, wszelkiego rodzaju badania fizyczne i chemiczne, wszelkiego rodzaju studja statystyczne, które mają na celu opracowywanie wyników doświadczeń lub spostrzeżeń.

Wszystkie te dziedziny mają prawo obywatelstwa w zakładach naukowo-badawczych rolniczych, niemniej zresztą jak doświadczenia i badania natury technicznej.

Instytucji tego rodzaju nie powinno być w kraju zbyt wiele, lecz za to istniejące powinny mieć bardzo bogate uposażenie i powinny być obsadzone przez ludzi, którzy dali dowody iż pracować twórczo-naukowo potrafią. W Polsce tego rzędu instytucyj mamy raczej zawiele, niż zamało, gdyż 4 wyższe uczelnie rolnicze z należącymi do nich zakładami, i 2 specjalne zakłady naukowo-rolnicze w Bydgoszczy i Puławach, nie mówiąc o tem, że i zakłady innych katedr, nie związanych z rolnictwem, niejednokrotnie dokonują odkryć i wynalazków pierwszorzędnego dla nauki rolnictwa znaczenia. Odkrycia te i wynalazki, wychodzące z głowy uczonego w postaci często oderwanej, należy przystosować do potrzeb praktycznego rolnictwa. Często wynalazek taki czy odkrycie musi przejść przez cały szereg faz, zanim się w praktyce da zastosować. Tego rodzaju transformowanie, że się tak wyrażę, odkrycia czysto naukowego w celu dania mu postaci praktycznej, technicznej, wymaga nieraz także wielkiego zasobu twórczych zdolności. Najczęściej praca ta transformacyjna bywa wykonywana również w zakładach naukowych, ale już naukowo-rolniczych, lub też w rzadszych wypadkach przez praktycznych rolników. Tworzenie oddzielnych instytucyj, które by miały wyłącznie tę pracę na celu jest więc zbyteczne.

Natomiast wypróbowanie w praktyce tych wynalazków, nadanie im ostatecznej, niejako rzemieślniczej, postaci, sprawdzenie ich zastosowalności w najróżniejszych warunkach, jest już zadaniem praktycznego doświadczalnictwa rolniczego, które

się w najwyższym stopniu nadaje do organizacji, a nawet tylko przy umiejętnej organizacji może być należycie przeprowadzonem.

Żaden *zakład doświadczalno-rolniczy* nie może podołać wszystkim zadaniom, które życie przed nim stawia. Zagadnień w dziedzinie rolnictwa jest nieskończona ilość. Żadnego prawie nie można uważać dotychczas za ostatecznie rozwiązane, nowe zaś co dnia są wysuwane przez nowe warunki pracy. Jest więc pod względem organizacyjnym rzeczą pierwszorzędnej wagi, żeby do pracy, która ma być wykonana przez jedną stację doświadczalną, nie brało się ich więcej, a to tembardziej, że wiele z tych zagadnień rolniczych do należytego rozwiązania wymaga ogromnych nakładów pracy i pieniędzy. Doświadczelnictwo praktyczne powinno więc być zorganizowane przedewszystkiem w myśl podziału pracy, a to tembardziej, że wyspecjalizowanie się w pewnych jej działach, pozwala ją wykonywać bez porównania lepiej i oszczędniej.

To też pierworodnym błędem większej części stacji doświadczalnych, zakładanych w końcu zeszłego stulecia, była ich wszechstronność. Grono ludzi, czy to instytucja samorządowa czy towarzystwo rolnicze, zakładając stację doświadczalną, stawiało jej za zadanie przeprowadzanie badań nad zastosowaniem nawozów pomocniczych, nad metodami uprawy, nad wartością odmian, wypróbowanie nowych maszyn i narzędzi rolniczych, a w dodatku kontrolę nawozów i nasion. Wiele jeżeli nie większa część stacyj doświadczalnych miała obok tego jeszcze za zadanie hodowlę, czyli uszlachetnianie zbóż. Są to wszystko działy pracy, z których każdy niemal, aby móc być wykonywany skutecznie, wymaga kosztownych urządzeń, a przedewszystkiem całkowitego poświęcenia czasu i wmyślenia się głębokiego, studjowania literatury, jednem słowem wyspecjalizowania się.

Nie dziw, że takie „stacje do wszystkiego'' żadnego ze swych zadań dobrze wykonywać nie mogły.

Przedewszystkiem z całego tego szeregu zadań Stacji Rolniczo-Doświadczalnych powinny być wyłączone całe działy, które daleko lepiej mogą opracowywać specjalne zakłady.

Do tych należy w pierwszym rzędzie *kontrola nasion i nawozów*. Jest to praca, wymagająca specjalnych wiadomości, wielkiej wprawy i specjalnych urządzeń. Wykonywane w laboratorjach specjalnie w tym celu urządzonych, zajmują bez porównania mniej czasu, mogą więc być wykonywane taniej i dokładniej niż tam, gdzie kierownik Stacji musi się odrywać od innej roboty dla wykonania jakiegoś pojedynczego oznaczenia kwasu fosforowego lub siły kiełkowania. Kontrola nasion i nawozów powinna więc być skoncentrowana w kilku doskonale zorganizowanych specjalnych stacjach kontroli. Na całe Węgry wystarczała jedna taka stacja, również jak na Francję. W Niemczech jest ich kilkanaście; ale właściwie tylko kilka pracuje w szerszym zakresie, w Wielkiej Brytanji (z Ir-

landją) 5 czy 6. W Polsce mamy takie zakłady kontrolujące w Warszawie, Krakowie, Lwowie, Poznaniu i Toruniu. Jeżeli jeszcze będzie taka stacja założona w Wilnie, to jest to maximum, czego rolnictwo polskie w tym kierunku potrzebuje.

Stacje oceny nawozów i nasion powinny być urządzone jako zakłady samodzielne, albo jako zupełnie autonomiczne oddziały instytucyj rolniczych, niekoniecznie zakładów naukowych. Łączenie ich z stacjami doświadczalnemi na prowincji lub instytucjami naukowemi rolniczemi jest zupełnie zbyteczne i obciąża tak jedne jak i drugie niepotrzebnym balastem.

Drugi dział pracy, który nie powinien być łączony z stacjami doświadczalnemi, jest to *hodowla nasion*, wymagająca zupełnego poświęcenia się ze strony kierownika, wymagająca, ażeby dawać dobre rezultaty, tak wielkiej ilości pracy, tak wielkiej ilości najlepszych z punktu widzenia doświadczalnego pól, że, jeżeli jest prowadzona dobrze, to strona doświadczalna na tem cierpieć musi, w przeciwnym razie jest ona niepotrzebną stratą czasu i pracy.

Są wprawdzie stacje doswiadczalne, które dzięki wielkim zdolnościom kierownika i innym warunkom spełniają nienajgorzej równolegle oba zadania, są to jednak wyjątki. Z olbrzymiej liczby stacyj doświadczalnych, zajmujących się hodowlą jakże mało wyszło prawdziwie pożytecznych kreacji! Również nie pożądanem jest według mnie wykonywanie przez liczne stacje *badań nad narzędziami rolniczemi*. Badania takie wymagają bardzo kosztownych urządzeń, bardzo specjalnych inżynierskich wiadomości i z bez porównania większym pożytkiem dla rolnictwa mogłyby być prowadone w jednym, dwuch co najwyżej zakładach w Państwie. Zato te powinny być urządzone w sposób pierwszorzędny.

Po wyłączeniu z działalności stacji doświadczalnych *ogólnego typu* omówionych powyżej trzech działów, pozostanie jeszcze tyle zagadnień, że i tym wszystkim żadna średnich rozmiarów stacja podołać nie potrafi. Są to przedewszystkiem doświadczenia z nawozami, doświadczenia z odmianami i doświadczenia nad metodami uprawy, płodozmianem i innymi działami tak zwanej ogólnej i szczegółowej uprawy.

Wszystkie te doświadczenia, mające wykazać przedewszystkiem zastosowalność i opłacalność metod, nawozów, czy odmian roślin w miejscowych warunkach gleby i klimatu, muszą być wykonywane na miejscu, gdyż tylko takie badania dają bezpośrednią odpowiedź rolnikowi, podczas gdy wszystkie inne doświadczenia, czy badania są mniejwięcej niezależne od miejsca, w którem zostały wykonane.

Jeżeli stacja doświadczalna znajduje się w miejscowości o glebie lub glebach typowych dla całego okręgu, który obsługuje, to wszystkie badania mogą być przeprowadzane w samej stacji. Wobec tego jednak, że w wielu okolicach Polski warunki glebowe są bardzo różnorodne, jest nieraz koniecznem

rozszerzenie działalności stacji również na szereg punktów okolicznych, odznaczających się szczególnymi warunkami, przez tworzenie sieci *pól doświadczalnych*, które, ażeby funkcjonowały dobrze i z pożytkiem, powinny mieć pracę skoordynowaną między sobą i z centralną stacją okręgową. Powinny więc tworzyć wraz z nią jedną ścisłą organizację, znajdującą się pod jednem wspólnem kierownictwem. W związku również ze stacją doświadczalną okręgową powinny stać *pola pokazowe*, mające na celu nie wykonywanie właściwych doświadczeń, lecz popularyzację wiadomości rolniczych między mniej inteligentnymi rolnikami przez demonstrowanie w praktyce wyników zdobytych w stacji.

§ 125. Rozmieszczenie georaficzne. Te *pola pokazowe* są najniższem ogniwem w organizacji doświadczalnictwa, organicznie związanem z poprzedzającem je ogniwem, którem są *pola doświadczalne*, grupujące się naokoło *stacji doświadczalnej*. Ta stacja jest już właściwym zakładem doświadczalnym. Czy taka okręgowa organizacja powinna się znajdować w każdym powiecie, czy województwie? Dyskusje nad tem są rzeczą najzupełniej jałową. Teoretycznie biorąc, powinien taką organizację mieć każden okręg rolniczy, mający pewne właściwości glebowe, klimatyczne, lub gospodarcze, wyróżniające go od innych okręgów i sprawiające iż rolnictwo jego ma specjalne zagadnienia do rozstrzygnięcia. Czy tymi okręgami będą województwa, czy części jednych lub drugich, to nie ma nic do rzeczy: są okolice, gdzie na całe województwo jedna lub dwie stacje wystarczą najzupełniej. Są natomiast takie, gdzie w jednym powiecie spotyka się zbyt różnorodne warunki, żeby stacja mogła cały powiat obsłużyć. W takich razach należy części sąsiednich powiatów podobne do siebie pod względem warunków łączyć w jedną organizację.

Wszelki schematyzm może być tylko zabójczym dla całej sprawy. Ogólną zasadą przy tworzeniu takich organizacyj powinno być, żeby stacje nie miały zbyt małego rejonu. Ten ostatni postulat wypływa z konieczności prowadzenia nawet tak pożytecznej działalności jaką jest doświadczalnictwo możliwie ekonomiczne, dalej zaś z trudności znalezienia zdolnych kierowników do wielkiej ilości stacyj; osoba zaś kierownika stacji doświadczalnej najzupełniej decyduje o jej pożytku: najubożej wyposażona stacja z zdolnym, energicznym i wykształconym kierownikiem, może oddać znacznie większe usługi niż najwspanialej urządzona lecz bez dobrego kierownika.

Zresztą jeszcze jedna okoliczność przemawia za niezbyt wielkim rozdrabnianiem okręgów doświadczalnych. Jest nim wielkie znaczenie jakie ma dla intensywności pracy umysłowej współpraca większej ilości ludzi o pokrewnym kierunku pracy. Pojedynczy doświadczalnicy samotnie pracujący na miniaturowych stacyjkach lub polach doświadczalnych wśród mało inteligentnej i mało się ich pracą interesującej ludności, muszą

pod względem naukowym dziczeć, z badaczów, szukających prawdy, przemieniać się w rutynistów, praktyków, niewiele mogących okolicznemu rolnictwu dać z siebie. Dla tych wszystkich względów sądzę, iż pożytecznem jest, ażeby liczba stacyj była raczej mała, lecz zato żeby stacje te rozporządzały licznym personelem, pozwalającym na podział pracy i wymianę myśli. Przy dostatecznie licznym personelu stacja może za pomocą stałych lub ruchomych pól doświadczalnych obsługiwać nawet bardzo duże i różnorodne pod względem warunków okręgi.

Dla tych samych powodów sądzę, że korzystnem jest umieszczanie w jednej miejscowości obok właściwej stacji doświadczalnej rolniczej także innych instytucyj, mających na celu podniesienie rolnictwa, a więc i stacji rozpłodowych inwentarze, punktów weterynaryjnych, fitopatologicznych, szkół rolniczych i t. d., rozumie się bez stawiania ich w jakiejkolwiek wzajemnej od siebie zależności.

Organizacja okręgowa doświadczalna z stacją doświadczalną na czele, powinna mieć zakreślone pewne ogólne zadania; poza niemi powinna mieć obowiązek dążenia do rozwiązywania wszelkich nowo- wysuwanych przez miejscowych rolników zagadnień. Jednak kierownik stacji i kierownicy pojedynczych jej działów powinni mieć możność zarówno materjalną, jak i fizyczną (dostateczną ilość wolnego czasu) do prowadzenia samodzielnych badań naukowych, o ile, jak trzeba się spodziewać, będą mieli do tego zapał, i pod tym względem powinna być im zostawiona jaknajwiększa samodzielność.

§ 126. Koordynacja pracy. Pod względem jednak zadań ogólnej natury, wspólnych dla wszystkich stacyj a w szczególności pod względem doświadczeń nawozowych i odmianowych, praca wszystkich stacyj w Państwie winna być skoordynowaną, gdyż tylko wtedy będzie mogła ona dać najwyższą sumę pożytku. Stosuje się to przedewszystkiem do doświadczeń odmianowych.

Odmian wszelkich roślin uprawnych mniej lub więcej ważnych dla rolnictwa polskiego mamy z pewnością więcej niż 1000, oprócz tego corocznie pojawiają się dziesiątki nowych odmian krajowych i zagranicznych. Z pomiędzy nich prawdopodobnie nie więcej jak dziesiąta część, najwyżej $^1/_5$ część, rzeczywiście zesługuje na uprawę w tych lub innych warunkach, lecz które to są odmiany i w jakich warunkach należy im dać pierwszeństwo przed innemi, nie da się rozstrzygnąć bez ścisłych systematycznych doświadczeń. Z jakiemi trudnościami technicznemi i metodycznemi połączone jest takie zbadanie odmian, widzieliśmy. Muszą więc tutaj współdziałać z soba wszystkie organizacje doświadczalne w kraju, przez podział pracy.

Pewna ilość wielkich stacyj czy zakładów doświadczalnych może „ad hoc“ stworzonych w różnych częściach kraju, i to byłoby wedle mego zdania najlepsze) powinna poddać

wstępnemu zbadaniu wszystkie obecnie uprawiane odmiany a następnie systematycznie badać pojawiające się nowości. Paroletnie zbadanie odmiany w 2-ch lub 3-ch różniących się od siebie pod względem klimatycznym i glebowym stacjach pozwoli zwykle dość ściśle określić, czy dana odmiana wogóle ma w naszym kraju jakieś szanse powodzenia, i mianowicie w jakich mniejwięcej warunkach, czy też wogóle nie ma się co nią zajmować. Na podstawie tych wstępnych doświadczeń zakwalifikowane do dalszego badania odmiany byłyby rozdzielone między oddzielne okręgowe organizacje doświadczalne dla zbadania według wspólnego planu w sposób, pozwalający na porównanie wyników wszystkich stacyj między sobą, a więc przedewszystkiem z użyciem wspólnego wzorca zbiorego.

Jak powiedziałem, jest to dział doświadczalnictwa, z natury rzeczy najbardziej się nadający do organizacji ogólnopaństwowej, w którym taka organizacja najwięcej pożytku przynieść może, jak to widzimy na przykładach doświadczeń zbiorowych z burakami cukrowemi naszego Związku Cukrowników, i doświadczeń zbiorowych Centr. Tow. Roln. Niem. (DLG). Jakkolwiek żadna z tych organizacyj nie jest bez zarzutu, szczególniej doświadczenia Niemieckiego Tow. Roln. uwzględniające za mało odmian, nie mówiąc o tem, że i technicznie nie stoją na wysokości zadania, przynoszą one jednak olbrzymie korzyści.

U nas myśl ujęcia badania odmian w taką organizację, została rzucona przezemnie w Puławach na Zjeździe w sprawach doświadczalnictwa w 1919 r. i obecnie jest wprowadzana w życie przez sekcje nasienne towarzystw i Izb rolniczych. Wszystko co się w tym kierunku robi, jest znikomo małem w stosunku do ogromu zadań, które do spełnienia pozostają, a którym tylko skoordynowana praca wszystkich organizacyj doświadczalnych w Polsce podołać może. Przy pracy organizacyjnej trzeba się jednak mieć na baczności przed niebezpieczeństwem, które każda organizacja przedstawia, mianowicie niebezpieczeństwem zbytniej schematyzacji metod, zbytniego zatarcia indywidualności oddzielnych badadaczów przez organa czy osoby stojące na czele organizacji, jednem słowem „zabicie ducha przez formę".

ROZDZIAŁ XII.

Szkic Historji Doświadczalnictwa Rolniczego.

§ 127. Początki doświadczalnictwa rolniczego. Na zakończenie, pragnę dać krótki rys historyczny rozwoju doświadczalnictwa rolniczego.

Trudno jest powiedzieć, jaką chwilę należy uważać za początek tej dziedziny pracy myśli ludzkiej. Trudność ta leży

przedewszystkiem w niemożności ścisłego odgraniczenia doświadczenia, szczególniej w jego pierwotnych uproszczonych formach, od umiejętnej obserwacji. Następnie dlatego, że tak jedna, jak i druga z tych metod badania: doświadczenia i obserwacje, były prawdopodobnie mniej, lub więcej świadomie i planowo stosowane od niepamiętnych czasów, nie zostawiając żadnych śladów w literaturze. Wreszcie dlatego, że nie da się ustanowić ścisłej granicy między doświadczeniami rolniczemi w ścisłem tego słowa znaczeniu a doświadczeniami fizjologicznemi i innemi o szerszych zagadnieniach, ale z których rolnik korzysta.

Tego rodzaju doświadczenia czysto naukowe, lecz mające ścisły związek z uprawą roślin i hodowlą zwierząt były wykonywane już w XVII wieku (Malphigi, Redi i inni.) W XVIII wieku doświadczenia nad otrzymywaniem krzyżówek pszenicy Koehlreitera, fizjologiczno-roślinne Ingen - Housz'a, Lavoisier'a które, mając na celu zagadnienia czysto naukowe, mogą być, jako dotyczące odżywiania się roślin, zaliczane do doświadczeń rolniczych.

Natomiast dowiadczeniami rolniczemi w najściślejszem znaczeniu są doświadczenia wazonowe Francis Home'a około r. 1750.

Badania nad roślinami cukrodajnemi Markgraffa i Acharda, wykonane w połowie i końcu XVIII wieku mają charakter ściśle utilitarno-rolniczy, jak również wykonywane w początku XIX wieku przez Vilmorina, Knauera i innych, częścią doświadczenia, częścią obserwacje nad różnemi odmianami buraków.

§ 128. Doświadczalnictwo w XIX w. Za moment wyodrębnienia się doświadczalnictwa rolniczego w odrębną dyscyplinę, z własnymi ściśle określonemi celami i metodyką badań można uważać czwarty dziesiątek lat przeszłego stulecia, kiedy pod wpływem odkryć Liebiga i jego *mineralnej* teorji odżywiania się roślin, rozpoczął się ruch w kierunku stosowania nawozów sztucznych i wynikająca z niego konieczność sprawdzania ich działania w praktyce.

Doświadczenia te pierwotnie były wykonywane w sposób bardzo mało krytyczny. Nawożono różnymi nawozami, lub ich kombinacjami, większe działki pola, dochodzące nieraz do kilkudziesięciu arów i porównywano między sobą otrzymane plony.

Nawet klasyczne doświadczenia Boussingault,a nad bilansem pokarmowym roślin w polowej uprawie (1841—1844) były w ten sposób wykonane, ale dla odpowiedzenia na pytanie, na które miały dać i dały odpowiedź, sposób ich wykonania był zupełnie wystarczający.

Epokę w historji doświadczalnictwa stanowi założenie przez pp. Lawes'a i Gilberta stacji doświadczalnej w Rothamsted w 5-tym dziesiątku XIX w. Rozpoczęte w niej „wieloletnie"

doświadczenia, trwające dotychczas na tych samych działkach są również jednopowtórzeniowe.

Minął dość długi przeciąg czasu zanim zaczęto sobie mniejwięcej w 6-tym dziesiątku lat przeszłego stulecia, zdawać sprawę z różnych źródeł błędu, przy tego rodzaju doświadczeniach.

Robione już były wtedy próby poprawiania wyników doświadczeń przez uwzględnienie pustych miejsc na polu (Grouwen 1868).

Mniejwięcej w tym samym prawie czasie zaczyna się wyrabiać przekonanie, że doświadczenia polowe powinny być wykonywane przynajmiej w dwóch próbach, jako doświadczenia równoległe.

Minęło wiele lat jeszcze zanim to przekonanie ugruntowało się i przeszło do powszechnej świadomości.

Wpływ nierówności gleby próbowano już w tej wczesnej epoce, koło 1870, usunąć przez robienie doświadczeń, szczególniej nawozowych, na sztucznie przygotowanych glebach w cementowych parcelach.

Profesor Paweł Wagner z Damsztatu rozpoczął także w owej epoce (przed 1880) swoje badania nad użyciem nawozów sztucznych z zastosowaniem głównie doświadczeń naczyniowych. I pod wpływem jego zaczęło się ugruntowywać przekonanie, że tylko wazonowe doświadczenia mogą dawać ścisłe wyniki. Lecz wymagania praktyki i teorji rolniczej nie mogły się tym rodzajem doświadczeń zadowolnić; równocześnie z rozwojem ich techniki, rozwijała się i ulepszała i technika doświadczeń polowych. Przedewszystkiem doświadczenia te okazały się koniecznemi dla porównywania ze sobą różnych odmian.

Udoskonalenie techniki doświadczeń polowych polegalo pierwotnie na wprowadzeniu jednego człona doświadczenia (jednej kombinacji nawozowej, jednej odmiany,) która się powtarza więcej niż jednokrotnie w celu przekonania się o równości pola, względnie o błędach wyników, których się należało obawiać.

Bardzo pomału dochodzili doświadczalnicy do przekonania, że takie wnioski z wahań między różnemi powtórzeniami jednej kombinacji są bardzo niepewne, jakeśmy to widzieli w rozdziale IX § 105, że więc jest koniecznem powtarzanie wszystkich kombinacyj większą liczbę razy.

Przez dziwną jakąś opieszałość przez długie lata większość eksperymentatorów wyjść poza ten stopień udoskonalenia nie umiała i do tej pory jeszcze ogromna ilość doświadczeń była wykonywana w 2-ch lub co najwyżej 3-ch powtórzeniach, przyczem stosowany jest często, jakeśmy widzieli fałszywy pryncyp „tertii comparationis“, polegający na nieuwzględnieniu tego z 3-ch powtórzeń, który się znacznie od 2-ch innych różni.

W doświadczeniach wazonowych, które w dziedzinie rolnictwa znajdują coraz większe zastosowanie, także chyba w wyjątkowych wypadkach przechodzi się poza 3 powórzenia, co jest jednak w tym wypadku bardziej usprawiedliwione, gdyż warunki mogą być w doświadczeniach wazonowych znacznie bardziej wyrównane, a wskutek tego źródła błędu mniejsze niż przy doświadczeniach polowych. Jednakże dla otrzymania zupełnie ścisłych i pewnych wyników i w tych doświadczeniach należałoby liczbę wyników powiększyć, co w ostatnich czasach wiele stacyj doświadczalnych zaczyna robić.

Przy doświadczeniach polowych postęp w kierunku zrozumienia konieczności wielokrotnych powtórzeń był bardzo nierównomierny w różnych krajach i w różnych zakładach doświadczalnych.

Podczas kiedy w Niemczech, nie mówiąc już o zacofanych pod tym względem innych krajach europejskich, jeszcze zadowalniano się jednem lub dwoma powtórzeniami, w Polsce zwrócono już bardzo dawno uwagę na niedostateczność tego sposobu poprawiania wyników.

Tak więc już w 1888 roku Władysław Mayzel w swoich znakomitych doświadczeniach nad wpływem gęstości sadzenia buraków na plon i cukrowość, stosuje 3-krotne powtórzenia.

Od 1890 roku ja stosowałem wielokrotne powtórzenia z uwzględnieniem pustych miejsc w doświadczeniach z burakami w Brzozówce, a potem w prowadzonych przezemnie stacjach doświadczalnych w Suhakach i Golach, a następnie w mojej stacji selekcyjnej w Przezwodach, doprowadzając ilość powtórzeń do 12 i wprowadzając około w roku 1895 metodę wzorcową.

Wielokrotność powtórzeń stosował również od dawna Aleksander Janasz w Dańkowie i w innych swoich stacjach selekcyjnych. Pomimo jednak wynikających z tego bardzo wyraźnych korzyści, które między innemi ujawniły się w tem, że w doświadczeniach zbiorowych, te które były wykonywane tą metodą, dawały zawsze wyniki „poprawne”, wielokrotność powtórzeń bardzo ciężko się przyjmowała, i obecnie jeszcze ogromna większość doświadczeń zarówno u nas jak w Niemczech robiona jest z podwójnym lub potrójnym powtórzeniem. W 1904 roku były jeszcze pierwszorzędne stacje selekcyjne, które doświadczenia odmianowe robiły jednokrotnie, co odbijało się w jak najgorszy sposób w wynikach ich hodowli.

Ogólnemu zrozumieniu konieczności wielokrotnych powtórzeń przeszkadzały w wysokim stopniu prace doświadczalne autorów rosyjskich (Tułajkow i, inni) z polskich zaś Gurskiego i Stefanjowa według których przez powiększenie powierzchni pojedynczego doświadczenia otrzymywało się ten sam stopień doskonałości, co przez odpowiednie powiększenie ilości. Przyczyna tego leżała w wyjątkowej równości terenów, jakimi ci panowie rozporządzali.

W końcu ósmego dziesiątku XIX wieku, profesor Maercker zorganizował w Niemczech po raz pierwszy na większą skalę doświadczenia zbiorowe dla porównania różnych odmian buraków cukrowych. Doświadczenia te zostały przerwane w końcu XIX wieku.

W 1892 zostały tego rodzaju doświadczenia zorganizowane w Polsce i Rosji przez ówczesną Sekcję Cukrowniczą Warszawskiego Oddz. Ros. Tow. Pop. Przem. i Handlu za inicjatywą hodowcy buraków Józefa Dzięgielowskiego i są prowadzone aż do dzisiaj z przerwą kilkoletnią w czasie wojny z niezwykłą w tego rodzaju przedsięwzięciach konsekwencją i jednością planu.

§ 129. Metody krytyki matematycznej. W miarę rozwoju doświadczalnictwa rolniczego i związanego z rolnictwem fizjologicznego dawała się coraz bardziej odczuwać potrzeba krytycznego opracowania wyników takich doświadczeń a także i opracowania pewnych norm doświadczalnych, opartych na pewniejszej podstawie jak na widzimisię eksperymentatora.

O ile mi się zdaje, najdawniej próbowano stosować metody matematycznego opracowania tych wyników w dwóch najbardziej od siebie odległych dziedzinach. A mianowicie z jednej strony w najprostszych z doświadczeń rolniczych, jakiem jest badanie kiełkowania roślin, zastosował metodę rachunku prawdopodobieństwa Nobbe.

Z drugiej zaś strony na innych zasadach oparte metody zastosowali w 1898 Aleksander Janasz, i w 1898 Władysław Mayzel do najbardziej skomplikowanych doświadczeń rolniczych, jakiemi są polowe doświadczenia zbiorowe. W 1898 ja również jako referent Warszawskiej Delegacji Nasiennej w opracowaniu doświadczeń zbiorowych z burakami z tegoż roku, zastosowałem metodę, którą nazwałem metodą równoległości wyników, którą jednak jako zostawiająca pole do zbyt wielkiej dowolności następnie zarzuciłem. Dopiero w początku bieżącego stulecia, zaczęto do doświadczeń rolniczych, zarówno wazonowych jak i polnych stosować rachunek najmniejszych kwadratów w jego elementarnej formie. Równocześnie mniej-więcej został on zastosowany przez kilku badaczy do doświadczeń o charakterze mniej lub więcej teoretycznym (Pfeiffer, Załęski, Johansen), wywołując żywe sprzeciwy ze strony zarówno pracowników na polu naukowego rolnictwa (Dafert i inni), jak i matematyków (np. O. Simony).

Pierwszy, o ile wiem, systematyczny wykład metodyki doświadczeń z zastosowaniem rachunku prawdopodobieństwa błędu był ogłoszony przezemnie w 1906 r. (p. liter.).

Pomimo iż drugie wydanie niemieckie doczekało się bardzo obszernej i przychylnej recenzji w pismach niemieckich *)

---

*) Blätter für Zuckerruebenbau r. 1909.

fachowych, późniejsi niemieccy autorowie (Roemer, Mitcherlich) pracę tę przemilczają.

W 1908 roku na Zjeździe Międzynarodowym Rolniczym w Wiedniu została przyjęta na mój wniosek przez Sekcję Dośw. rezolucja wzywająca wszystkich eksperymentatorów do stosowania Gaussowskiego rachunku wyrównań do krytyki swoich doświadczeń.

Jednak i dotychczas wielu bardzo poważnych rolników naukowych zapatruje się sceptycznie na tę kwestję, pomimo iż od chwili wydania mojej pracy aż do dziś pojawiają się ciągle prace doświadczalne, wykazujące, że błędami doświadczeń rolniczych rządzą zupełnie te same prawa co błędami innych doświadczeń. Wielki postęp w teorji Dośw. Roln., a mianowicie w teorji średn. próby stanowiło zastosowanie elementarnych metod biometrycznych, co w doświadczeniach o charakterze bardziej naukowym zrobili Hugo de Vries i Johansen. Do doświadczeń zaś czysto rolniczych metody te zastosowałem, o ile wiem po raz pierwszy ja, w mojej przytoczonej rozprawce.

W obecnym stanie metodyki doświadczalnictwa rolniczego najważniejszy postęp, jaki się odbywa jest stosowanie wzorców zbiorowych co pozwoli z daleko większą dokładnością niż dotychczas porównywać z sobą wyniki doświadczeń wykonywanych w różnych miejscach lub latach, niż na to pozwalała dotąd prawie wyłącznie stosowana metoda jednowzorcowa.

Również można za krok naprzód uważać wykonywanie doświadczeń odmianowych równolegle w bardzo odległych miejscowościach i różnych klimatach, jak doświadczenia prowadzone przezemnie sumptem firmy K. Buszczyński i Synowie, rownocześnie w Polsce i Ameryce. Udoskonalenia w technice doświadczeń wazonowych są wprowadzane również prawie z każdym rokiem. Wielką pomocą w ich krytycznym przeprowadzeniu, która niewątpliwie wpłynie na znaczne podniesienie stopnia ich ścisłości będzie uwzględnienie w nich z jednej strony „czystych linji'' z drugiej zaś wahań indywidualnych (wskaźników zmienności), co dotychczas tylko w nielicznych doświadczeniach nawet ściśle naukowych ma miejsce.

* * *

Na zakończenie wracam do myśli, którą kilkakrotnie w ciągu tego dziełka wyrażałem.

Lepiej jest z góry sobie powiedzieć, że czegoś nie wiemy, niż łudzić się, co do stanu swych wiadomości. Otóż niestety ogromna, z szybkością lawiny powięszająca się ilość doświad-

czeń, wykonywanych przez praktycznych rolników lub pseudo naukowycheksperymentatorów, zaledwo w niewielkiej części daje nam wyniki, zasługujące na zaufanie. Większość i to znaczna nawet większość daje nam tylko złudzenie, iż naszą wiedzę wzbogaca.

Uważam więc za jedno z najpilniejszych zadań, organizanizacji naszego (a nietylko naszego) doświadczalnictwa nie rozpraszać ilościowo, natomiast ulepszać jakościowo sposób przeprowadzania doświadczeń ich krytyki. Świetny rozwój metod matematyczno-statystycznych już nie zapożyczonych przez doświadczalnictwo rolnicze, lecz specjalnie dla potrzeb jego opracowanych przez Raymunda Pearl'aw Maine, Fisher'a w Rothamsted, Jerzego Spławę-Neymana w Warszawie i wielu innych, pozwala się spodziewać, że wkrótce naszkicowane przezemnie przybliżone i w znacznej mierze empiryczne metody tej krytyki będą zastąpione ścisłemi i matematycznie uzasadnionemi

Koniec części I-szej.